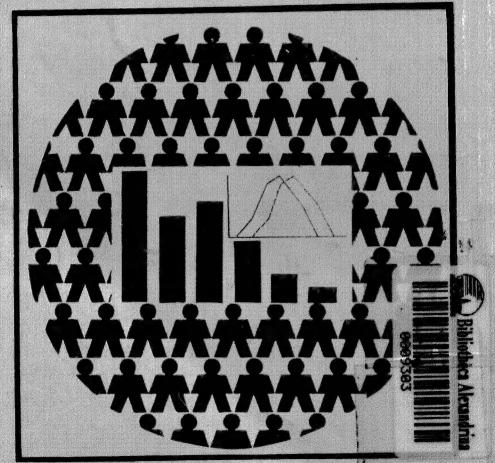
inverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)

مَرضِ اللهِ اللهِ صَابِي في المجعزافيا البشرية

دے تور فتحی محمِت رابوعیانه



دارالمعسرفة الجامعيية «شاع سوتر-الازاريطة. الليكنزرية



ئەنبىل، الخايىل لاجصابى في الجغرافيا البشرية



مَرْخِهِ لِإِي النحائيل الإجصَابي في الجغرافيا البشرية

د تور فتحى محمي ألوعي أنه أسناذ أنجغافيا البشرسة كلية الآداب علمة الإسكندرية

19 11

دارالمعسرفة اكامعية ١٤٤٤ع سيتير-إستنسية



الإهتداء

إلى مَن وَدْع الدّنيَاقبل أن يَجني شمَارغَ سه إلى مَن وَدْع الدّنيَاقبل أن يَجني شمَارغَ سه





مقستدمته

أصبحت الأساليب الإحصائية من الوسائل الرئيسية التي يعتمد عليها الباحث في مجال الدراسات الجغرافية اعتماداً كبيراً، كما بدأ التحليل الكمي في الجغرافيا يجد طريقه ضمن مناهج الدراسة في المرحلة الجامعية الأولى بأقسام الجغرافيا في معظم الجامعات العربية، وشهدت المكتبة العربية ظهور عدد من المؤلفات في هذا المجال تتباين في محتواها ومنحاها وإن كانت تهدف في النهاية الى إبراز أهمية التحليل الكمي في مجال الدراسات الجغرافية بفروعها المختلفة.

وهذا الكتاب «مدخل إلى التحليل الإحصائي في الجغرافيا البشرية» تطوير نكتيب سبق أن أصدرناه منذ نحو خمس سنوات. وقد أضفنا إليه كثيراً من الجوانب التحليلية التي تهم الجغرافي في مجال جمع البيانات والمقارنات والفوارق بين الظاهرات المترابطة ثم بعض جوانب التحليل الإحصائي في جغرافية السكان.

وكان الهدف من البداية وما يزال هو أن يكون هذا الكتاب أبسط ما يكون أسلوباً وتناولاً لأساليب التحليل المختلفة مراعاة لحقيقة هامة هي أن جل الطلاب الذين تخصصوا في علم الجغرافيا قد لا يتيسر لهم تقبل حديث الأرقام بارتياح يساعد على فهم هذه الأساليب. ومن هنا كان هذا الكتاب الذي يمثل محتواه في رأينا الحد الأدنى من الأساليب الإحصائية التي ينبغي على طالب الجغرافيا أن يكون ملماً بها حتى يقف على كيفية التعامل مع الرقم والوصول به عبر بعض الأساليب إلى نتائج أكثر دقة للظاهرات الجغرافية التي يدرسها.

على أنه ينبغي أن نوضح منذ البداية أن هذه الأساليب الإحصائية البسيطة التي تلزم الباحث الجغرافي ليست هدفاً للبحث بل وسيلة من وسائله، فالجغرافي ليس إحصائياً بالضرورة ولكنه يأخذ من الإحصاء ـ مثلما يأخذ من بقية فروع المعرفة ـ ما يعينه على إجراء بحثه والوصول به إلى نتتائيج دقيقة تعين واضع السياسة وصانع القرار وذلك في المجال التطبيقي لعلم الجغرافيا بفروعه المتعددة.

ويحوي هذا الكتاب ستة موضوعات رئيسية تنتظم في عدد مماثل من الفصول بالإضافة إلى دراسة تطبيقية لبعض الأساليب المستخدمة في التعامل الرقمي في جغرافية السكان. وهذه الموضوعات هي كيفية جمع البيانات الإحصائية ثم العرض الجدولي وقياس النموذج (المتوسطات) والتشتت والمقارنات والمعنوية وذلك اعتماداً على بعض المراجع الرئيسية لعل أهمها كتاب:

Toyne, P. and Newby P., Techniques in Human Geography, Macmillan Education, London, 1984.

وختاماً لا ادعي كمالاً فيما كتبت _ فالكمال الله وحده _ ولكنها محاولة أردت أن أضع فيها بعضاً من قراءتي في التحليل الكمي _ أرجو من خلالها أن أكون قد وفقت .

والله الموفق والمستعان دكتور فتحى محمد أبو عيانة

محتويات الكِتباب

٧	مقلمة
	الفصل الأول
	جمع البيانات الإحصائية
٨	مصادر البيانات
11	التضليل الإحصائي
11	البيانات الميدانية أ
12	العينات:
77	العينة المنتظمة
۲۸	العشوائية
۳١	العينة الطبقية
۲۳	الاستبيان
٣٣	تصميم استمارة الاستبيان
* £	تصنيف البيانات وتبويبها
	الفصل الثاني
	العرض الجدولي للبيانات
٥	اساليب تقسيم البيانات إلى مجموعات
٨	أ ـ المدرج التكراري
•	ب _ المضلعات التكرارية

١٥	جـــ التوزيع التكراري المجتمع والنسبي		
٥٥	أشكال المنحنيات التكرارية		
07	مثال تطبيقي		
	الفصل الثالث		
قياس النموذج (المتوسطات)			
99	١ ـ المتوسط		
٧٣	٧ _ الوسيط		
٧٨	٣ _ المنوال		
۸٠	أمثلة تطبيقية		
۲۸			
٨٩			
	المفصل الرابع		
التشتت			
	التشتت		
٩٦	التشت المعلق١ ـ المدى المطلق		
9 7			
	١ ـ المدى المطلق		
٩٧	۱ ـ المدى المطلق		
۹٧	۱ ـ المدى المطلق		
9 V 1 · · · 1 · · ·	 ١ ـ المدى المطلق ٢ ـ الانحراف الربيعي ٣ ـ الانحراف المتوسط ٤ ـ الانحراف المعياري 		
9V 1 1.#	 ١ ـ المدى المطلق ٢ ـ الانحراف الربيعي ٣ ـ الانحراف المتوسط ٤ ـ الانحراف المعياري الصورة الإجمالية: 		
9 V V V V V V V V V V V V V V V V V V V	١ ـ المدى المطلق		
9 V V V V V V V V V V V V V V V V V V V	١ ـ المدى المطلق		
9 V V V V V V V V V V V V V V V V V V V	١ ـ المدى المطلق		

	أ ـ التغاير
'1	ب ـ الارتباط:
	١ ـ معامل بيرسون للارتباط
	۲ ـ معامل سبيرمان لارتباط الرتب
	ج ـ الانحدار:
	شكل الانتشار
	٣ ـ المقارنات النظرية النسبية:
	أ ـ فرض العدم
	ب مقارنة القيم المشاهدة بالقيم المتوقعة
	الفصل السادس
	المعنوية
	١ ـ المعنوية في المقارنات الوصفية البحتة:
	أ ـ الخطأ المعياري لمتوسط العينة
,	ب ـ الخطأ المعياري للفرق بين متوسط عينتين
	ج ـ مستوى الاحتمالات
	د ـ اختبار «ت» استيودنت
•	٧ ـ المعنوية في الارتباط والانحدار
	أ _ اختبار «ت» استيودنت وقيم «ر»
	ب ـ الخطأ المعياري وخطوط الانحدار
	٣ ـ المعنوية في المقارنات النظرية التفسيرية
	٤ ـ حجم المعنية
	الفصل السابع
	التحليل الإحصائي في جغرافية السكان
	أولاً: المصادر السكانية

۱۸۱	١ ـ المصادر الثابتة:
۱۸۱	أ ـ التعداد
197	ب ـ المسح بالعينة
191	٧ ـ المصادر غير الثابتة:
191	أ ـ الإحصاءات الحيوية
194	ب ـ سجلات الهجرة
7 • 1	ثانياً: أساليب القياس الديموغرافي
7 • 1	١ ـ التوزيع السكاني
717	٢ _ مقاييس الخصوبة السكانية
771	٣ ـ مقاييس الوفيات
770	٤ ـ مقاييس الهجرة الداخلية
777	 حساب معدل النمو السكاني وتقدير السكان
۲٤٠	٦ ـ التركيب العمري النوعي للسكان
7 2 7	٧ ـ التركيب حسب الحالة الزواجية
7 £ A	٨ ـ التركيب الاقتصادي للسكان
701	ـ ملحق
707	ـ المراجع

فهرسل لأشكال

	العنوان ال	
مفحة		
13	شكل الانتشار لبيانات الجدول رقم (١)	١
29	المدرج التكراري لبيانات الجدول رقم (٢)	۲
٥١	المضلع التكراري والمنحني التكراري السسسسسسس	٣
00	المنحنى التكراري لبيانات الجدول (٤)	٤
۷۵	أشكال المنحنيات التكرارية	0
71	المدرج التكراري للمدن الأفريقية	٦
۸۶	التوزيع التكراري لعدد المساكن في ضاحيتين	٧
۸٠	التوزيع المزدوج المنوال والمتعدد المنوال	٨
٨٤	المدرج التكراري لأمطار مدينة بيروت	4
۲۸	منحنى التوزيع المعتدل	١.
۸۷	منحنى التوزيع ذو الالتواء الموجب	11
۸۸	منحنى التوزيع ذو الالتواء السالب	١٢
711	التوزيع المعتدل	١٣
10.	أشكال الانتشار وخطوط الانحدار	١٤
107	خطوط الانحدار	١٥
100	خطوط الانحدار والمقياس اللوغاريتمي	١٦

0		خطوط الانحدار وحدود الثقة	۱۷
١		خطوط الانحدار وحدود الثقة	۱۸
٦	في مصر	الهرم العمري النوعي للسكان ا	19

الفص لالأول جَمْع البُيانات الإحصَابية



برزت أهمية التحليل الإحصائي في الجغرافيا عندما تشعبت معارفها وتزايدت مشكلاتها، وأصبح على الباحث في هذا المجال أن يجد إجابات أكثر دقة لأسئلة متباينة عن الظاهرة الجغرافية الواحدة وذلك لكي يصل إلى إستنتاجات دقيقة كالعلاقة بين توزيع السكان وخصوبة الأرض الزراعية أو العلاقة بين مستويات الخصوبة في المجتمع والأحوال الاقتصادية والاجتاعية السائدة أو مدى العلاقة بين الإنتاج الزراعي وكمية الأمطار وموسميتها في الأقاليم التي تعتمد على هذه الأمطار في الزراعة وهكذا . وقد تكون الإجابات على مثل هذه الأسئلة إجابات نظرية وصفية بحتة ولكنها بلا شك تكتسب قوة وثقة إذا اعتمدت على تحليل إحصائي مناسب للوصول إلى قيمة رقمية للحكم على نوع العلاقة بين الظاهرات المختلفة . ولا ريب أن التخطيط الاقتصادي والاجتاعي الذي تهدف إليه الجغرافيا التطبيقية ـ بشرية كانت أم طبيعية ـ لا يمكن أن يكون تخطيطاً علمياً سلياً ما لم تؤيده البيانات الإحصائية الدقيقة وما لم يستخدم الأسلوب الإحصائي في تحليل وتقويم نائعه.

والباحث الجغرافي عند استخدامه للتحليل الإحصائي ينبغي أن يدرك أنواع البيانات الإحصائية وأنسبها للبحث الذي يجريه، فأبسط أنواع هذه البيانات هي البيانات الأولية التي يجمعها الباحث عن ظاهرة معينة على مستوى إقليمي معين، وغالباً ما تقوم الدولة بجمع ونشر تلك البيانات إما على فترات دورية كما هي الحال في تعداد السكان والتعداد الصناعي أو الزراعي أو على فترات غير دورية كما هي

الحال في بيانات القوة العاملة والنقل والتجارة وغيرها. وبالإضافة إلى البيانات التي تنشرها الدولة، فقد يلجأ الباحث إلى جمع بيانات أخرى لخدمة غرض معين في بحثه أو لتساعد في تفسير مشكلة معينة لاحظها في دراسته أو لاختبار صحة فرض معين بدأ به الدراسة. والباحث هنا لا يقتصر على جمع المعلومات التي تخدم هدفه فقطبل يقوم بتحليلها بطريقة مناسبة لاستنتاج المقاييس والمعاملات التي يرغب في التوصل إليها.

والبيانات التي يجمعها الباحث ليست بالضرورة بيانات جمعها بنفسه من منطقة الدراسة وإن كانت ظروف البحث قد تجبره على ذلك ولكنها في كثير من الأحيان تكون متوفرة في نشرات إحصائية تتولى نشرها هيئات منوطبها جمع البيانات من الدولة أو لدى المؤسسات والمصالح التي تقع في منطقة الدراسة، وقد يجد الباحث هذه البيانات مصنفة ومبوبة بطريقة لا تخدم غرضه فيلجأ إلى إعادة ترتيبها وتنسيقها بالشكل الذي يريده معتمداً على بعض أساليب التحليل الإحصائي المبسط.

مصادر البيانات:

لا شك أن أول مشكلة تصادف الباحث عند محاولة جمع بياناته هي تحديد المصدر الذي يمكن أن يستقي منه هذه البيانات، والبيانات التي يستخدمها الجغرافي البشري في معظمها مشتقة من مصادر وثائقية رغم أن ما تحويه هذه الوثائيق من بيانات قد يتباين بدرجة كبيرة. فالخرائط والصور الجوية على سبيل المثال تحوي قدراً كبيراً من البيانات التي ترتبطبكل من المظهر الطبيعي والمظهر البشري، بينا لا توضح التعدادات المختلفة والنشرات الإحصائية الأخرى إلا جوانب محددة عن ظاهرة واحدة فقط (سكان ـ زراعة ـ نقل ـ تجارة . . . وهكذا) .

ورغم تعدد مصادر البيانات إلا أنه يمكن تقسيمهما إلى قسمين رئيسيين: المصادر الوثائقية والمصادر الميدانية. ويشمل النوع الأول كل ما ينشر من بيانات في وثائق منشورة أو غير منشورة وأبرزها إحصاءات السكان والإسكان وإحصاءات الصناعة والقوة العاملة والإحصاءات الزراعية وإحصاءات النقىل وغير ذلك من

الإحصاءات التي تصدرها الدولة وهيئاتها المختلفة وكذلك النشرات الإحصائية التي تنشرها المنظات المختلفة التابعة لهيئة الأمم المتحدة وفروعها والهيئات العلمية المتخصصة في بعض الدول. ويضاف إلى ذلك الخرائط والصور الجوية وجداول مواعيد وسائل النقل المختلفة وكذلك المصادر التاريخية المتعددة.

وينبغي على الباحث عند تعامله مع مصادر البيانات الوثائقية للحصول منها على معلومات معينة أن يضع في اعتباره ما يأتي:

- ١- أن يدرس جيداً كل التعاريف والمصطلحات التي تحويها النشرات الإحصائية ومدلولها والحدود الجغرافية للبيانات، والمدى العمري لبعض الإحصاءات السكانية مثل بيانات النشاط الاقتصادي والسن الدنيا للعاملين (٦سنوات أو ١٥سنة أو غير ذلك)، وكذلك الحالة التعليمية (١٠سنوات أو ١٨سنة أو مر ذلك)، والحالة الزواجية للذكور والإناث (١٨ سنة للذكور والإناث (١٨ سنة للإناث وهكذا)، فإذا كنا نجري بحثاً عن العال المتعطلين مثلاً واعتمدنا على نشرات الاحصاءات العالية فينبغي تحديد تعريف المتعطل الذي استخدمته الهيئة التي جمعت البيانات ونشرتها، وكذلك في دراسة سكان الحضر ينبغي الوقوف على تحديد تعريف المحضر كا ورد في مصدر البيانات، وفي ينبغي الوقوف على تحديد تعريف الحضر كا ورد في مصدر البيانات، وفي الغالب تحتوي مقدمة التعدادات والنشرات الإحصائية على تفسير لجميع التعاريف والمصطلحات التي استخدمت في إعداد الإحصاءات التي تظهر فيها.
- ٢ ضرورة التأكد من الفترة الزمنية التي تتعلق بها الإحدادات، وقراءة عناوين الجداول قراءة دقيقة للتأكد من أن أرقامها تتعلق بمنطقة الدراسة أو بأجزاء منها، وقراءة جميع الملاحظات والتفسيرات الموجودة في أسفل الجداول التي يتعامل معها الباحث.
- ٣ ــ مراجعة المجاميع والمتوسطات الواردة في الجداول الإحصائية للتأكد منها، ولا يجب أن يأخذها الباحث كحقيقة لا تقبل الجدل دون أن يتحقق منها، ويحسن في بعض الأحيان حساب بعض المتوسطات والمعدلات كخطوة أولية لتقييم

البيانات الواردة في الجداول من حيث الدقة والشمول، مثل حساب معدلات المواليد ومعدلات الوفيات من الإحصاءات الحيوية للوقوف على مدى شمول أرقام المواليد والوفيات في أقاليم الدولة المختلفة.

وعلى العموم فمن الأفضل دائماً الاستعانة بالمصادر الأصلية التي تقوم بنشرها نفس الهيئة التي قامت بجمع المعلومات وتبوبيها مثل كل النشرات والتقارير التي تصدرها أجهزة الإحصاء الرسمية في الدول المختلفة، وإذا تعذر ذلك فلا مناص من الاستعانة بالمصادر الثانوية وهي التي تقوم بنشرها هيئة غير التي قامت بجمع البيانات وتبويبها ونشرها، كأن يقوم باحث باقتباس بعض البيانات الموجودة في إحدى المجلات أو الكتب ويضعها كما هي أو بشيء من التحوير لتناسب دراسته.

والاعتاد على المصادر الأصلية يتيح للباحث فرصة الاطلاع على التفسيرات والتوضيحات المختلفة وكذلك على المستندات الخاصة بعملية جمع المعلومات مثل الاستارة التي أستخدمت وخطوات العمل ومشكلاته وغير ذلك. ولا يعني هذا تقليلاً من أهمية المصادر الثانوية والتي قد تحتوي على مثل هذه الأمور نقلاً عن المصادر الأصلية، إلا أنه غالباً ما يؤدي النقل إلى أخطاء في الأرقام أو التفسيرات، بل إن هذه المصادر الثانوية قد تفيد في توفير الوقت خاصة إذا كانت بياناتها أكثر تبسيطاً.

أما المصادر الميدانية فيلجأ إليها الجغرافي عندما لا تتوفر له البيانات المطلوبة من المصادر الأصلية أو الثانوية، أو عندما لا تكون هذه البيانات كافية لإتمام البحث بصورة متكاملة. وتعتمد البيانات الميدانية على ملاحظة الباحث وقدرته على جمع البيانات المناسبة وتعد استارة الاستبيان إحدى الوسائل الرئيسية التي يعتمد عليها الباحث في جمع بياناته. وهي استارة تحوي مجموعة من الأسئلة التي تصاغ بدقة وتوجه إلى السكان المعنيين (المستجوبين) للحصول على إجاباتهم التي تشكل المعلومات المطلوبة. ويواجه الباحث في جمع هذه البيانات مشكلات متعددة مما يجعل مهمته في حاجة إلى تنظيم محكم في جميع مراحل العمل المكتبي والميداني يكن التوصل إليها وإنجاز العمل في وقت مناسب، وسنناقش ذلك بعد قليل.

وبعد مرحلة جمع البيانات من المصادر الأصلية أو الثانوية أو الميدانية ، تبدأ المرحلة التالية في التحليل الاحصائي وهي التي ترتبطبعرض البيانات بطريقة تساعد على فهمها ، ويتم ذلك على أساس تصنيف البيانات وتبويبها وجدولتها وتوضيحها بالرسوم البيانية وغيرها من وسائل التوضيح . ولا يجب أن يتبادر إلى الذهن أن الباحث عندما يحصل على بياناته من مصادر أصلية لن يبذل جهداً كبيراً في تبويبها لأنه سينقلها كما هي مبوبة في النشرات ، بل إنه في الغالب يضطر إلى إعادة تبويبها وتنسيقها مرة أخرى بطريقة تتفق مع عناصر البحث الذي يجريه . أما في الدراسة الميدانية فإن عملية التصنيف والتبويب للبيانات التي وردت في الاستارات تكون أمراً واجباً حتى يمكن الوقوف على نتاثجها والاستفادة منها .

وبعد عملية جمع البيانات من مصادرها المختلفة وتصنيفها وتبويبها وجدولتها بطريقة ملائمة تبدأ عملية التحليل الاحصائي وهي الهدف الأساسي للتوصل إلى المقاييس المختلفة التي تدل على اتجاهات موضوع البحث، ويشمل ذلك عمليات كثيرة مثل حساب المتوسطات والتشتت والارتباط والانحدار وغير ذلك. ويعقب ذلك المرحلة الأخيرة وهي مرحلة التفسير أي توضيح مدلولات المقاييس المختلفة التي أمكن التوصل إليها قبل ذلك. وهذه المرحلة ليست ذات طبيعة إحصائية بحتة بل تحتاج إلى خبرة بحثية تخصصية في مجال الدراسات الجغرافية وتتوقف على قدرة الجغرافي على الربطوالتحليل والاستنتاج للظاهرة أو الظواهر التي يدرسها والوصول جها إلى نتائج منطقية تعطى لبحثه في النهاية قيمته العلمية.

التضليل الاحصائي:

إذا كانت المقاييس الإحصائية التي يهدف الباحث الوصول إليها في مراحل التحليل الإحصائي المختلفة للظاهرات الجغرافية أمراً هاماً في البحث الجغرافي وذلك لما للنتائج الرقمية من قوة إقناع كبيرة، فإن هذه النتائج قد تكون مضللة إذا لم يكن الباحث قد توصل إليها اعتاداً على بيانات دقيقة ومستخدماً أساليب إحصائية مناسبة تماماً وبموضوعية وحيدة كاملة.

وينشأ التضليل الإحصائي عن أسباب كثيرة لعل أبرزها الجهمل بالتعاريف

والمصطلحات التي تكمن وراء الأرقام في الفترات الزمنية المتعاقبة مثل بيانات النشاط الاقتصادي والحالة التعليمية والزواجية وغيرها. وكذلك عدم معرفة مزايا وعيوب الطرق المختلفة التي يمكن أن تستخدم في جمع البيانات وارتباط ذلك بما هو معروف بالتسجيل الناقص أو العد الزائد كها هي الحال في الإحصاءات الحيوية والهجرة والجوانب الديموغرافية الأحرى. وبالإضافة إلى ذلك فقد يرجع التضليل الاحصائي إلى تحيز الباحث خاصة في البيانات الميدانية وذلك لإثبات فكرة يؤيدها سلفاً أو إلى عدم جمع بيانات كافية عن الظاهرة أو الظواهر الجغرافية في منطقة الدراسة خاصة عند إجراء عينة بها تساعد الباجث على فهم بعض مكوناتها المختلفة حيث تعتمد نتائج الدراسات بالمعاينة إلى حد كبير على حجم العينة ودقة إجرائها(۱).

وبالاضافة إلى ذلك فقد ينشأ التضليل الإحصائي عن عدم معرفة مضمون الفئات المختلفة التي صنفت تبعاً لها البيانات الإحصائية، ويحدث ذلك غالباً عند مقارنة بعض النواحي الجغرافية على مستوى دولي، فعلى سبيل المثال عندما تقار ن أرقام التجارة الخارجية لدولتين أو حتى لدولة واحدة في فترتين زمنيتين مختلفتين، فإن تعبير «مواد أولية» Raw Materials يكن أن تختلف من دولة لأخرى ومن وقت لأخر في الدولة الواحدة. ولذلك تقوم هيئة الأمم المتحدة باستمرار بمحاولة توحيد المصطلحات في التجارة الدولية وغيرها حتى تسهل المقارنة بين الدول ولا تكون النتائج مضللة، كذلك قد يحدث الخطأ عند مقارنة التوزيع النسبي للسكان تبعاً للمهن أو النشاط الاقتصادي أو حتى التركيب الاجتاعي، ولعل ذلك هو أحد للأسباب الرئيسية التي جعلت هيئات دولية متخصصة مثل مكتب العمل الدولي ومكتب الإحصاء التابع للأمم المتحدة تضع تصنيفات موحدة أوصت دول العالم باستخدامها وذلك في المجالات السكانية والاقتصادية وغيرها.

البيانات الميدانية:

سبق القول بأن الباحث يلجأ إلى منطقة دراسته لجمع بيانات منها إذا لم تتوفر

⁽۱) عبد العنزيز هيكل ـ مبادى، الأساليب الإحصائية ـ دار النهضة العنربية ـ بيروت ـ ١٩٧٤ ـ ـ ص ص ٢٠ ـ ٢٠ .

له البيانات المطلوبة بأكملها في المصادر الوثائقية المكتبية، ولا شك أن خطوات العمل لجمع البيانات الميدانية لا تختلف كثيراً عن بعضها البعض سواء أكان جمع هذه البيانات بطريقة العد الشامل أو بالعينة، ويكمن الاختلاف في أن نطاق العد يكون أوسع بكثير في مجال المسح الشامل بينما يكون محدوداً في العينة. وبديهي أن الجغرافي قلما يلجأ إلى «المسح الشامل» في منطقة دراسته بل يتركز اهتمامه على إجراء عينة تكون ممثلة لمنطقة الدراسة إلى حد كبير ومستخدماً في ذلك أساليب مختلفة منها المشاهدة والاستبيان والمقابلة.

والواقع أن المشاهدة هي أكثر الأشكال المعروفة للدراسة الميدانية والتي تعكسها خرائط استخدام الأرض التي يعدها الباحث لمنطقة دراسته اعتاداً على مشاهداته المباشرة وبياناته التي يجمعها من مصادرها المختلفة. ومثل هذه الدراسة قد تكون في مقاطعة ريفية أو مقاطعة حضرية ومن الضروري أن نميز بينها حيث يختلف مقياس رسم الخرائط المستخدمة في كل منها ، فاستخدام الأرض الريفي تناسبه تماماً الخرائطذات المقياس ١: ٠٠٠٠ أو ١: ٠٠٠، ١٠ إن وجدت لأن قطع الأراضي بهذا المقياس تكون كبيرة ، ويتطلب الأمر شمولاً واسعاً لاستخدام الأرض في مساحة معقولة . أما استخدام الأرض الحضري فعلى العكس من ذلك حيث يكون أصغر في الحجم كها تتوفر به معلومات أكثر في الوحدة المساحية الواحدة وأنسب الخرائطله ١: ٠٠٠٠ .

ويعد تصميم إطار البحث وتحديد خطته العامة أمراً أساسياً في مجال البحث العلمي، فالباحث يبدأ بتحديد الهدف من دراسته والنقاط التي سيتناولها، والبيانات المختلفة التي تلزم هذه النقاط، ولا شك أن الإطلاع على كل الدراسات السابقة عن منطقة دراسته وعلى المصادر المكنة للوقوف على ما جمع من معلومات مماثلة سواء في منطقة الدراسة أو منطقة أخرى، يعين على الاستفادة من كل هذه المصادر ويساعد على اختصار استارة الاستبيان اللازمة للدراسة الميدانية وتوفير الجهد والوقت. ويرتبط بذلك بطبيعة الحال تحديد منطقة الدراسة بدقة ومدى شمول البيانات وتقويها ثم اختيار الفترة المناسبة لإجراء الدراسة الميدانية، ففي الدراسات السكانية وتقويها ثم اختيار الفترة الدراسة الميدانية في المواسم التي تشهد حركات

سكانية ضخمة مثل مواسم الاصطياف أو العطلات أو غيرها.

العينات:

يلجأ الباحث في كثير من الدراسات الجغرافية إلى استخدام العينات في دراسته الميدانية لجمع البيانات اللازمة ، ولا شك أن تحديد العينة التي يمكن أن تكون صورة صادقة للمجتمع الذي سحبت منه يتطلب معرفة مسبقة لبعض خصائص هذا المجتمع حتى يمكن تحديد نوع العينة التي تناسبه وحجمها وطريقة تنفيذها سواء كانت عينة منتظمة أو عشوائية أو طبقية .

والواقع أنه عند جمع بيانات من مصادر وثائقية أو بواسطة المسوح يكون هناك دائماً إغراء قوي أمام الباحث لجمع أكبر قدر ممكن من البيانات وتكديس الاحصاءات المرتبطة بموضوع دراسته ، ومن الطبيعي أنه قد تتوفر أحياناً بيانات كاملة وأحياناً أخرى تتوفر معلومات ناقصة ، وإحدى الطرق للتغلب على هذه المشكلة هو عمل «دراسة حالة» Case Study لمنطقة صغيرة ـ أو قرية ـ أو حتى مجموعة سكانية يعتقد أن تكون ممثلة لجميع السكان في خصائصها الديموغرافية . ففي دراسة عن الزراعة مثلاً في إقليم ما فإنه يمكن أختيار مزرعتين أو ثلاث يعتقد الباحث أنها تمثل خصائص الزراعة في هذا الاقليم ويجري عليها الباحث دراسة تفصيلية . ولا شك أن النتائج التي يمكن الوصول إليها عن الزراعة في الإقليم ستعتمد كلية على مدى «نموذجية» المزارع القليلة التي اختارها لتمثيل الإقليم ، ومن الطبيعي أنها لن تكون مثلة تماماً لكل الإقليم وتعرف هذه «بالعينة المقصودة» وأبرز عيوبها أنها تفترض أن هناك خصائص معروفة مقدماً يحاول الباحث إثباتها باختيار أمثلة تدل عليها وهي بذلك تعد عينة منحازة لا يعول كثيراً على نتائجها .

والواقع أنه لا توجد طريقة للمعاينة لا تسلم من النقد كها لا توجد طريقة جامعة يمكن تطبيقها في كل الأحوال، بل إن هناك عوامل تحدد نوع العينة المطلوبة وطريقة إجرائها، ففي بعض الظروف يكون من المناسب استخدام العينة المنظمة وفي البعض الآخر فإن العينة العشوائية قد تؤدي إلى نتائج موثوق بها بدرجة أكبر، وفي البعض الثالث يكون من الضروري إستخدام العينة الطبقية.

وبعد اختيار تصميم العينة يتم تحديد حجمها ، ومثالياً فإن العينة ينبغي أن تكون أصغر ما يمكن حتى نقلل الوقت والجهد إلى أدنى حد ممكن ، وفي ذات الوقت ينبغي أن تكون أكبر ما يمكن حتى تؤدي إلى نتائج ممثلة للمجتمع يمكن الوثوق بها . والواقع أن حجم العينة يتحدد في ضوء عوامل عدة أبر زها حجم المجتمع الإحصائي Population والمدة الزمنية اللازمة لإجرائها ثم الجهد والنفقات المتاحة وغير ذلك .

ورغم كل هذه العوامل التي قد تؤدي إلى التأثير في حجم العينة وإجرائها فلا يجب أن تغيب عن الذهن حقيقة هامة وهي: أن الدقة في البيانات التي نجمعها والوثوق بها أكثر أهمية من عامل الوقت وإلا تحولت العينة إلى دراسة حالة مقصودة. . وتفقد بذلك قيمتها في تمثيل المجتمع كله.

وهناك في الواقع أساليب إحصائية متقدمة يمكن بواسطتها تحديد حجم العينة. ومعرفة الانحراف المعياري لها مما يسمح بحساب ما يعرف بالخطأ المعياري ومنه نستطيع أن نحدد عدد عناصر المعاينة. وهذه الغناصر (أي مفردات العينة) هي التي تجعل متوسط العينة يقترب كثيراً من متوسط المجتمع الحقيقي في حدود معينة وباحتالات نجاح محسوبة.

وقد سبق القول بأن من المبادىء الأساسية عند استخدام المعاينة أن سحب العينة التي يمكن أن تكون صورة صادقة للمجتمع الذي سحبت منه يتطلب معرفة مسبقة لبعض خصائص هذا المجتمع حتى يمكن تحديد نوع العينة التي تناسبه وحجم العينة التي يجب سحبها وبدون هذه المعرفة المسبقة تصبح المعاينة أمراً متعذراً إن لم تكن مستحيلة . كذلك يواجه الباحث عند سحب أية عينة مشكلة أساسية تتلخص في منع التحيز في الاختيار حتى يستطيع أن يطمئن إلى العينة المسحوبة . وينتج التحيز عن عوامل منها استخدام إطار غير شامل لوحدات المجتمع كلها ، وتعبير «إطار المعاينة» وما يعرف «بمجتمع المعاينة» . فقد يكون مجتمع المعاينة مثلاً هو أسر المجتمع السكاني الذي ندرسه ، فعندما نسحب عينة من الأسر فإن «إطار المعاينة» يمكن أن يكون قائمة بأسهاء أسر المجتمع موضوع البحث وعناوين هذه المعاينة» يمكن أن يكون قائمة بأسهاء أسر المجتمع موضوع البحث وعناوين هذه

الأسر، كما يمكن أن يكون الإطار عبارة عن خريطة تفصيلية للمساكن تظهر فيها بلوكات المساكن التي تسكنها هذه الأسر. وكل بلوك منها يمثل وحدة معاينة ومجموع البلوكات السكنية هو مجتمع المعاينة، وبالطبع نسحب عدداً من البلوكات كعينة ثم نجمع البيانات عن الأسر التي تسكن هذه البلوكات، كذلك فعندما نريد سحب عينة من الحيازات الزراعية فإن إطار المعاينة يمكن أن يكون قائمة بأسهاء القرى التي نسحب بعضها كعينة ثم نجمع البيانات من الحيازات في هذه القرى المسحوبة أو من عينة منها(۱). أما وحدة المعاينة عمل المحلوبة العينة وقد تكون أفراداً أو أسراً وقد تكون مجموعة مساكن (بلوكات) في مدينة ما عندما نقسم هذه المدينة على خريطة إلى بلوكات سكنية واعتبار كل بلوك منها وحدة معاينة (۱).

العيئة المنتظمة:

وليست ميزة سهولة السحب هي الميزة الوحيدة للعينة المنتظمة بل إنها في كثير من الأحيان تكون أصدق تمثيلاً للمجتمع أي أقل تأثراً بخطأ الصدفة من العينات

⁽١) المرجع السابق، ص ٥٣.

⁽٢) أحمد عبادة سرحان، مقدمة في الإحصاء الاجتاعي، الجزء الأول، القاهرة، ١٩٦٣، ص ٢٨٦.

العشوائية البسيطة. فأخذ عينة من المنازل في إحدى المدن يضمن لنا تمثيل العينة لمنازل الأحياء المختلفة وبنسبة تساوي تقريباً نسبة عدد المنازل في كل حي. وبهذا تكون العينة المنتظمة أدق تمثيلاً في هذه الحالة من العينة العشوائية فيا يختص بالنواحي الاجتاعية والاقتصادية والعمرانية المرتبطة بتوزيع المنازل على الأحياء المختلفة في المدينة (۱).

ونفس المبدأ ينطبق تماماً في أخذ عينة من توزيع مساحي، ولنفترض على سبيل المثال أننا نجري عينة عن نمط استخدام الأرض في منطقة معينة تتكون من ٢٥ وحدة معاينة فتكون طريقة اختيار هذه الوحدات الخمس والعشرين أن ننشء شبكة خطوط متقاطعة على مسافات منتظمة حتى يمكن أن تتوزع النقاط الخمس والعشرين توزيعاً منتظماً على خريطة منطقة الدراسة ثم ندون نمط استخدام الأرض عند كل نقطة والمعلومات الناتجة هي المعلومات الأساسية للدراسة المبدانية.

وقد يتراءى للباحث إجراء عينة منتظمة خطية في نفس منطقة الدراسة بدلاً من اختيار هذه النقاط الخمس والعشرين السابقة. وفي هذه الحالة تنشأ سلسلة من الخطوط المتوازية على مسافات منتظمة في منطقة الدراسة ثم نسجل التوزيع النسبي للأنواع المختلفة لاستخدام الأرض على طول هذه الخطوط، وقد نرسم هذه الخطوط أفقياً أو رأسياً أو بطريقة ماثلة (انحدار قطري) أو في أي اتجاه بشرط أن تكون على مسافات متساوية منتظمة ويعد هذا الأسلوب أحد أحسن الأساليب الدقيقة المتاحة للجغرافي وذلك في ضوء الوقت الذي يقضيه في استقصاء البيانات والمعلومات من دراسته الميدانية (۱).

وأخيراً قد يتراءى للباحث أن يختار عينة من المربعات وليس النقاط أو الخطوط، وفي تلك الحالة فإنه يمكن تحديد ٢٥ مساحة معاينة على مسافات متساوية

⁽١) عبد العزيز هيكل، المرجع السابق، ص ٦٣.

Toyne, P. and Newby P., Techniques in Human Geography, Macmillan Education, (1) London, 1984, p. 26.

ثم نحسب نسب استخدام الأرض المختلفة في كل مساحة.

ورغم البساطة النسبية في العينة المنتظمة إلا أن هناك خطراً حقيقياً في أنها ربما تختار الاختلافات المنتظمة في الظاهرة وتكون نتيجة العينة بذلك نتيجة منحازة. ففي مثالنا السابق الذي نختار فيه كل عاشر محلة عمرانية من القائمة التي تحوي كل المحلات، فمن المحتمل جداً أن تكون كل المحلات المختارة من المحلات صغيرة الحجم، وكذلك الحال في اختيار نقاط عينة استخدام الأرض في شبكة الخطوط التي رسمت لمنطقة الدراسة، فقد يجدث أن معظم النقاط ستتطابق مع نمطواحد من أنماط استخدام الأرض والذي ربما لا يمثل في الواقع سوى نسبة صغيرة من إجمالي استخدام الأرض في المنطقة ومن ثم فإن العينة المأخوذة لن تكون ممثلة لمنطقة الدراسة بصورة حقيقية، ولهذا السبب فإن أساليب المعاينة المنتظمة البسيطة كهذه ينبغي أن تتم بدقة كاملة حتى يوثق بنتيجتها بدرجة كبيرة.

العينة العشوائية:

يعد إختيار وحدات المعاينة من المجتمع الإحصائي بطريقة العينة العشوائية إحدى الطرق المستخدمة لتحاشي المصاعب الكامنة في العينات المنتظمة. وتعتمد هذه الطريقة على قوانين الصدفة وهي نفس القوانين التي تحكم ألعاب آلقهار أو النرد أو سحب أوراق اليانصيب لإختيار الفائز منها ويتم ذلك دون أي تدخل من الساحب وباستخدام ماكينات السحب الألي التي تبين الرقم الفائز. ولتوفير الجهد الذي يبذل في مثل هذا السحب العشوائي الآلي قام بعض الإحصائيين بإعداد جداول تحتوي على أعداد عشوائية (تم سحبها آلياً) مرتبة في صفوف وأعمدة تعرف باسم جداول الأرقام العشوائية ولا تكاد يخلو منها كتاب في الإحصاء، ومع أن هذه الأعداد قد تكون مكتوبة في الجداول الخاصة بها على شكل رقمين فقط إلا أنه من السهل تحويل هذه الأعداد إلى أعداد مكونة من رقم واحد أو ثلاثة أرقام أو أربعة أو السهل تحويل هذه الأعداد إلى أعداد مكونة من رقم واحد أو ثلاثة أرقام أو أربعة أو يعدد آخر تستلزمه عملية سحب العينة العشوائية.

وتتم قراءة الأرقام العشوائية في الجداول الخاصة بها بطريقة هندسية ثابتة. إما أفقياً أو رأسياً أي في اتجاه واحد لا يتغير طوال عملية السحب (أي أنه لا يجب تغيير

اتجاه القراءة إذا تراءى لنا ذلك). ثم بعد ذلك نضع وحدات المجتمع في قائمة مرتبة حسب الأحرف الهجائية ونعطي لكل وحدة رقماً مسلسلاً ، وعلى أساس عدد الأرقام في أكبر عدد مسلسل نصل إليه نقرأ الأرقام العشوائية ، فإن كان أكبر الأعداد مكون من رقمين نقرأ الأرقام العشوائية رقمين رقمين . . . وإذا كان أكبر عدد مكون من ثلاثة أرقام نقرأ الأرقام العشوائية ثلاثة أرقام . . . وهكذا . ويمكن أن نبدأ القراءة في أي مكان في الجدول بشرط أن نستمر في القراءة وفق نظام هندسي ثابت إما أفقياً أو رأسياً كما ذكرنا من قبل. فإذا كانت الأرقام المسلسلة في إطار العينة مثلاً تصل إلى ٢٠٠ رقم فإننا نقرأ الأعداد العشوائية من ثلاث خانات ولكننا بذلك سوف نقرأ أرفّاماً كثيرة مكونة من ثلاث خانات ولكنها تزيد على ٢٠٠ فنستبعدها وكذلك نستبعد الأرقام التي سبق أن ظهرت في سحب العينة إلا أن ذلك سوف يستغرق وقتاً طويلاً. لذلك نقسم مجموعة الأعداد العشوائية إلى مجموعات من ١ إلى ٢٠٠ ومن ٢٠١ إلى ٤٠٠ ومن ٤٠١ إلى ٦٠٠ ومن ٢٠١ إلى ٨٠٠ ومن ٨٠١ إلى ٩٩٩. ثم نترك المجموعة الأولى ونحول كل من المجموعات الباقية إلى المجموعات الأولى وذلك بطرح ٢٠٠ من المجموعة الثانية و ٤٠٠ من المجموعة الثالثة و ٦٠٠ من المجموعة الرابعة و ٨٠٠ من المجموعة الخامسة. وبـذلك نكون قد حولنا جميع الأعداد العشوائية المكونة من ثلاث خانات والتي تزيد عن ٢٠٠ إلى أعداد عشوائية من ١ إلى ٢٠٠. فإذا قرأنا مثلاً في الجدول العدد ٢٣٥ يكون العدد العشوائي الذي نأخذه ٣٥ وإذا قرأنا العدد العشوائي ٧٢٨ يكون العدد العشوائي الذي نأخذه ١٢٨ وبذلك نكون قد أخذنا العينة من أعداد متتالية في الجدول ووفرنا الوقت اللازم للاستمرار في القراءة حتى نحصل على العينة المطلوبة(١).

⁽١) عبد العزيز هيكل، المرجع السابق، ص ص ٥٧ ـ ٥٨.

جدول أرقام عشوائية

ومثال آخر أنه إذا كانت الأرقام المسلسلة في إطار العينة مثلاً تصل إلى ١٠٠ رقم فنستخدم الأرقام المكونة من خانتين فقط في العمود الأول مع استخدام الرقمين ومع مثلين لرقم ١٠٠، وإذا سحبنا عينة من هذا الإطار حجمها ١٠ وحدات معاينة فستكون هي الأرقام ٢٠، ٤٤، ١٤٠ حتى ٢٠، ٣٢. وإذا كان إطار المعاينة وستكون هي الأرقام أربعة أرقام في الخانات الأربع الأولى والرقم ١٠٠، عثلاً لرقم ١٠٠، وإذا سحبنا من هذا الإطار مثلاً عينة حجمها ١٠٠، فسيكون رقم العينة الأولى والثانية ٢٠٤٤ والثالثة ٢٠٩٤ وهكذا حتى نهاية قائمة الماثة وحدة معاينة.

ورغم أن العينة العشوائية قد تمثل معظم التنوع في المجتمع الإحصائي فإنها لا تخلو من بعض العيوب أبرزها أننا إذا لم نعرف الإطار الإحصائي للمجتمع فلن نستطيع سحب عينة عشوائية منه، ولهذا السبب ناخذ في البداية عينة أولية (إرشادية) لكي تعطي فكرة عامة عن مدى وخصائص المجتمع الأصلي، وبالإضافة إلى ذلك فهناك احتمال وإن كان بعيداً إلا أنه قائم بأن قوانين الصدفة قد لا تكون في صالحنا على طول الخط، ومن ثم تعطينا نتائج هزيلة أو مضللة وبنفس الطريقة التي قد تؤدى بها العينات المنتظمة.

ومن العينات العشوائية ما يعزف بالعينة العشوائية متعددة المراحيل، وهمي

تبنى على أساس تقسيم المجتمع الاحصائي إلى مجموعات تستخدم كوحدات معاينة إبتدائية وتكون المرحلة الأولى هي اختيار عينة عشوائية بسيطة من بين الوحدات الثانوية الإبتدائية ، والمرحلة التالية هي اختيار عينة عشوائية بسيطة من بين الوحدات الثانوية لكل وحدة إبتدائية مختارة.

ولتوضيح ذلك نفترض أن لدينا مدينة تتكون من عشر قطاعات ونريد دراسة المتاجر في المدينة بواسطة المعاينة المتعددة المراحل فإذا اخترنا مشلاً أربع قطاعات بالطريقة العشوائية البسيطة ثم درسنا المتاجر في كل قطاع اخترناه فإن هذه تسمى عينة ذات مرحلة واحدة. أما إذا اخترنا عينة عشوائية من مساكن كل قطاع اخترناه فإن العينة في هذه الحالة تكون ذات مرحلتين. ويمكن زيادة عدد المراحل حسب ظروف البحث، فلدراسة الحاصلات الزراعية مثلاً عن طريق عينة متعددة المراحل يمكن أن نقسم إقليم الدراسة إلى مناطق زراعية متعددة ومتجانسة ثم نختار عدداً من هذه المناطق الزراعية كمرحلة أولى، ثم نختار عدداً من المزارع بطريق العينة العشوائية في كل منطقة زراعية اخترناها كمرحلة ثانية، ويمكن اختيار بعض المساحات المنزرعة المختارة بطرق العينة العشوائية من بين كل مزرعة اخترناها لدراستها كمرحلة ثالثة.

العينة الطبقية:

لعل أسلم طريقة لكي نضمن تمثيل كل الخصائص الممكنة داخل العينة أن نقسم المجتمع الاحصائي إلى أقسام أساسية ثم نأخذ عينة مناسبة من كل قسم من هذه الأقسام (أو الطبقات)، وبديهي أننا نستطيع القيام بذلك فقط إذا كانت لدينا فكرة مسبقة عن تركيب المجتمع الاحصائي، فإذا كنا ندرس _ على سبيل المثال _ العادات الترويحية للسكان (في مجال جغرافية السياحة والعمران) في مدينة ما فمن المنطقي أن نفترض اختلاف السكان في سلوكهم تبعاً للسن والنوع، ولذلك عندما نأخذ عينة من هؤلاء السكان فينبغي أن نأخذ في الاعتبار أن أفراد العينة سيتوزعون في كل فئة عمرية ونوعية بنسبتهم في المجتمع ككل ويتم ذلك بتقسيم العينة طبقياً ثم يتم سحب عينة من كل طبقة سواء بالعينة المنتظمة أو بالعينة العشوائية التي سبق شرحها، وعلى ذلك فإن استخدام العينة الطبقية يؤدي بالعينة العشوائية التي سبق شرحها، وعلى ذلك فإن استخدام العينة الطبقية يؤدي

إلى معالجة الاختلاف الكبير بين وحدات المجتمع من خلال تقسيم المجتمع الإحصائي إلى طبقات متجانسة ثم نأخذ من كل طبقة عينة ثم ندرس هذه العينة على حدة ونعمم النتائج على المجتمع كله مع ترجيح نتائج كل طبقة بحسب نسبة العينة المأخوذة منها.

ومن الواضح أن التقسيم الطبقي للعينة يصبح أكثر صعوبة عندما نتعامل مع توزيعات مساحية ، فإذا كنا ندرس استخدام الأرض مثلاً في إقليم معين فيكون من المفيد أن نقسم العينة إلى طبقات تبعاً لأنواع التركيب الجيولوجي أو لأنواع التربة في الإقليم ـ ولكي نفعل ذلك فمن الضروري أولاً ـ أن نحسب المساحة التي يشغلها كل نوع من أنواع التربة (أو التركيب الجيولوجي) ، فالتربة من النوع (أ) قد تشغل مثلاً ١٠ كيلومتراً مربع ، والنوع (ب) قد يشغل ٥٠ كيلومتراً مربعاً ، والنوع (جـ) قد يشغل ٥٠ كيلومتراً مربعاً ، فإذا كنا سناحذ عينة حجمها ٥٠٠ نقطة معاينة ، فيمكن أن نقسمها على النحو التالي في تلك المنطقة التي تصل جملة مساحتها إلى ٩٠ كيلومتراً مربعاً :

٥٠٠ نقطة معاينة	$=\xi\circ\cdots\times\frac{1}{9}:$	f	من النوع
۲۵۰۰ نقطة معاينة	$= \xi \circ \cdot \cdot \times \frac{\circ \cdot}{\P \cdot} :$	ب	من النوع
١٥٠٠ نقطة معاينة	$= \xi \circ \cdot \cdot \times \frac{r}{q} :$	ج	من النوع

الاستبيان:

يلجأ الجغرافي في دراسته الميدانية إلى جمع بعض البيانات الضرورية لبحثه بواسطة الاستبيان وذلك عندما لا تتوفر لديه كل البيانات المطلوبة عن الجوانب المختلفة لهذا البحث، مثل دراسة العلاقات بين المدينة وإقليمها أو الهجرة الداخلية وخصائص المهاجرين أو التوطن الصناعي واستخدام الأرض وغير ذلك. ففي دراسة جغرافية الصناعة في إقليم ما على سبيل المثال قد يطرح الباحث أسئلة لا يجد لها إجابة إلا في الميدان مثل موضع المصانع والعوامل التي

وجهت التوطن الصناعي ومناطق المواد الخام والعمالة والإنتاج وتصريفه. وهذه كلها جوانب أساسية في استكمال صورة استخدام الأرض الصناعي في الإقليم. والمصدر الأساسي لمثل هذه المعلومات هم «الناس» أنفسهم في منطقة الدراسة، ولكن تصبح المشكلة الرئيسية أمام الباحث هي كيفية الحصول على هذه المعلومات من هؤلاء الناس والذين قد لا يرغب الكثير منهم في الإفضاء بأية معلومات تطلب منهم. ويقع على الباحث عبء كبير في تصميم استمارة الاستبيان لجمع البيانات المطلوبة، وقد تناولت كتب إحصائية كثيرة طرق الاستبيان وتصميم استمارته وصياغة أسئلتها(۱).

تصميم استمارة الاستبيان:

يرتبط تصميم استمارة الاستبيان لجمع البيانات الميدانية بالهدف من البحث وخطته وبقدرة الباحث ذاته على إجراء الدراسة المناسبة. وهناك عدة أمور يجب أن يراعيها الباحث عند تصميم استمارة الاستبيان الخاصة بموضوع بحثه أبرزها ما يلى:

- ١ ـ ينبغي أن تشتمل الاستمارة على الأسئلة التي لها علاقة مباشرة بموضوع الدراسة ، كما يجب أن تحتوي على الأسئلة التي يكون جميع المستجوبين أو معظمهم قادراً على الإجابة عنها .
- ٢ ـ يجب تجنب الأسئلة التي يكون فيها حرج للمستجوب خاصة تلك التي ترتبط بأحواله الشخصية وحياته الخاصة أو تلك النبي تمس تقاليده وقيمه الاجتماعية.
- ٣ ـ ينبغي ألا تحوي الاستمارة بقدر الإمكان على أسئلة تستدعي الإجابة عنها إجراء عمليات حسابية من قبل المستجوب مثل السؤال عن العمر بالسنة والشهر مثلاً أو الدخل خلال السنة وما تنفقه الأسرة منه على الغذاء، أو عدد مرات التردد على المدينة أو القلب التجارى بها طوال السنة وهكذا.

⁽١) أحمد عبادة سرحان: مقدمة في الإحصاء الاجتاعي، القاهرة، ١٩٦٣، ص ص ٣-٦٠.

- ٤ ـ يجب اختيار الألفاظ السهلة البسيطة الشائعة بين سكان المنطقة وذلك في ضوء مستواهم الثقافي والتعليمي وتجنب استخدام المصطلحات المفهومة للباحث ولكنها غير مفهومة لبعض المستجوبين مثل تعبير النشاط الاقتصادي والبطالة والحالة الزواجية وغير ذلك.
- م بساطة الأسئلة وعدم طولها وتجنب الأسئلة النسبية مثل هل تتردد على المدينة
 كثيراً؟ فالكثرة والقلة أمران نسبيان تماماً.
- ٦ ينبغي صياغة الأسئلة بحيث لا تتطلب إجابة طويلة ، لذلك يجب أن توضع
 الأسئلة بحيث تكون الإجابة عليها بإحدى الطرق التالية:
 - أ_ كتابة نعم أو لا.
 - ب ـ كتابة رقم معين.
 - جـ _ كتابة علامة معينة في مربع صغير خاص بإجابة معينة .
 - د .. وضع خطتحت الإجابة الصحيحة.
 - هـ _ إحاطة الإجابة الصحيحة بدائرة . . وهكذا .

تصنيف البيانات وتبويبها:

يعد تصنيف البيانات وتبويبها أمراً أساسياً في عملية جمع البيانات وتحليلها حتى يمكن الاستفادة منها في تحديد اتجاهات الظواهر الجغرافية المعختلفة والحكم عليها إحصائياً. ورغم أن هناك أنواعاً مختلفة من الطرق لتبويب البيانات لكنها تهدف جميعاً إلى تجميع هذه البيانات في فشات وإبرازها بأكبر قدر من الوضوح وفي أضيق حيز ممكن. وتختلف أنواع هذه الفثات تبعاً لطبيعة البيانات وكيفية استخدامها بعد ذلك. وأبرز أنواع التصنيف هو التصنيف الزمني حيث تصنف البيانات تبعاً لوحدات زمنية محددة كالشهر أو السنة، ثم التصنيف الجغرافي وفيه تصنف البيانات تبعاً لمناطق جغرافية معينة قد تكون الأقسام الإدارية للدولة أو مكونات هذه الأقسام (المحافظات والمراكز والقرى، وهكذا). ثم التصنيف النوعي تبعاً لخصائص معينة مشتركة مثل تصنيف السكان حسب المهن وقيه تصنيف الأنشطة الاقتصادية حسب نوع النشاط. ثم التصنيف الكمي وفيه تصنف

البيانات تبعاً لفئات رقمية معينة مثل تصنيف السكان حسب الس أو القرى حسب فئات الحجم السكاني وهكذا . ويدخل ذلك في عداد ما يعرف بالتوزيع التكراري الذي سنناقشه فيما بعد .

ومن الناحية العملية _ فإن الباحث يستبطيع الجمع بين نوعين من هذه التصنيفات ، فيمكن مثلاً تصنيف السكان في أقسام الدولة المختلفة حسب السن والنوع ، أو تصنيف السكان المتنزوجين حسب العمر والنشاط الاقتصادي وهكذا . . ويعرف ذلك بالتبويب المزدوج أو التبويب المتقاطع .

وبعد جمع البيانات وتصنيفها تكون الخطوة التالية هي عرض هذه البيانات سواء بالجداول الإحصائية أو الرسوم البيانية أو بالأمرين معاً، وللجدول الإحصائي مجموعة من الشروط ينبغي مراعاتها:

- ١ ـ يجب أن يكون للجدول عنوان واضح يبين ماهية الأرقام التي يحتويها والمكان الذى تتعلق به والفترة الزمنية لهذه البيانات.
- ٧ ـ ينبغي أن يكون لكل عمود في الجدول عنوان خاص يوضح الأرقام المدونة به توضيحا كاملاً وبإيجاز، وإذا تطلب عنوان العمود تفصيلاً أكثر يجب أن توضع له ملاحظة خاصة في اسفل الجدول فمشلاً قد يكون عنوان العمود عدد السكان، ولكن نريد أن نوضح أن هذه الأعداد لا تشمل الذين وجدوا خارج الدولة وقت إجراء التعداد، ولا يكتب ذلك كله في رأس العمود بل في ملاحظة تدون بأسفله.
- ٣- عند وضع الأعمدة في الجدول، ترتب البيانات ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً، وإذا كانت تمثل فترات زمنية متعاقبة فيجب أن نبدأ بالفترات الأقدم ثم نتسلسل زمنياً حتى نصل إلى أحدث فترة يظهرها الجدول، ويحس إذا كانت البيانات مطولة أن تكتب في مجموعات، فإذا كانت سنوات فإنه يحس تقسيمها إلى مجموعات خمسية يفصلها عن بعضها فراغات حتى تسهل فراءتها والمقارنة بينها.
- ٤ _ يجب أن يظهر الجدول المجاميع الخاصه بالأرقام الموجوده به كلم أمكن

ذلك سواء بالنسبة لمجاميع أرقام الأعمدة أو أرقام الأسطر (رأسياً وأفقياً)، ويجب التحقق من صحة هذه المجاميع حتى لا يفقد القارىء الثقة في جميع الأرقام الواردة بالجدول. وإذا كان هناك تقريب في الأرقام يجب أن ينوه بذلك في إشارة أسفل الجدول، وإذا احتوى الجدول على مجاميع ومتوسطات في جب أن تسبق المجاميع المتوسطات، كذلك إذا احتوى على نسب مئوية يجب أن نشير في عنوان العمود إلى نوع الرقم المنسوب إليه.

- إذا كانت الأرقام في جميع الأعمدة مقاسة بنفس الوحدة يكتب نوع الوحدة بين قوسين تحت العنوان الرئيسي للجدول، وإذا اختلفت وحدات الأرقام من عمود لآخر أو من سطر لآخر يكتب نوع الوحدة الخاصة بالعمود مع عنوانه والوحدة الخاصة بكل سطر مع عنوانه أيضاً.
- ٣- يجب الإشارة إلى مصدر الأرقام في أسفل الجدول تحت الملاحظات إذا لم يكن الباحث هو المسئول عنهاأصلاً، وعند ذكر المصدر يجب كتابة اسم المؤلف أو الهيئة المسئولة أولاً _ ثم عنوان الكتاب أو النشرة أو المقال أو المجلة _ ثم اسم الناشر ومكان النشر ثم تاريخ النشر ثم رقم الصحيفة الموجودة بها الأرقام.
- ٧- بالإضافة إلى ما سبق فإنه يجب ترقيم الجداول التي يحتوي عليها البحث حتى يمكن الاهتداء إليها في متن البحث وكذلك الإشارة إليها في سياق الحديث.

وهناك أربع طرق يمكن بواسطتها تلخيص البيانات المتاحة لأية دراسة جغرافية تستعين بالأساليب الإحصائية في تحليل الظاهرات المختلفة:

- ١ ـ العرض الجدولي للبيانات (أو تجميع البيانات حول قيم محددة بدقة).
 - ٢ ـ استخدام قيمة نموذجية لتبين نوعاً من أنواع المتوسطات.
- ٣ قياس «انحراف» القيم الأخرى غير النموذجية لإظهار مدى «انتشار» التوزيع .

onverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)

٤ ـ استخدام كل من «النموذج» «والانحراف» لتقديم صورة إجمالية بمقياس
 واحد لكل من المتوسطوالانحراف.

وسنعرض لهذه الطرق الأربع بالتفصيل في الفصول التالية.



الفصل الثانى العسر صل لجد ولي للبسكانات



رغم أن مجرد كلمة «إحصاء» يسبب ضيقاً لكثير من الدارسين فإن معظم المعلومات التي نجمعها للدراسات الجغرافية يكون في شكل بيانات إحصائية أولية، ومن ثم نصبح في حاجة إلى أن نتعلم كيف نجهز هذه الإحصاءات الأساسية ونعرضها بالطريقة المناسبة حتى يمكن استخلاص الحقائق منها.

والباحث الجغرافي الذي يتعامل مع مصادر البيانات يجدها في معظمها عبارة عن جداول إحصائية تتعلق بظاهرة أو ظاهرات معينة وتمشل أرقام هذه الجداول المادة الخام للتحليل الإحصائي اللازم لدراسته، وقد تكون هذه الأرقام عن ظاهرات سكانية أو عن الإنتاج الاقتصادي أو حتى عن أنماط استخدام الأرض في إقليم معين، وتصبح المهمة الرئيسية للباحث هي كيف يتعامل مع هذه الأرقام ليستنتج منها أكبر حقائق ممكنة بأدق الوسائل في التحليل الإحصائي البسيط.

وللتدليل على ذلك مثلاً نفترض أننا نتعامل مع دراسة أجريت عن استخدام الأرض في إقليم افتراضي ما، وتم جمع إحصاءات لهذه الدراسة من المصادر الوثائقية والمسح الميداني المباشر لقرى هذا الإقليم وعددها ٦٧ قرية (١) مشلاً، ونفترض أن هذه الإحصاءات عبارة عن مجموعة من البيانات التي توضح مساحة الأرض الرعوية ومجموعة ثانية توضح مساحة الأرض الزراعية ومجموعة ثالثة

⁽١) اعتمدنا في ذلك على كتاب:

Toyne, P. and Newby P., Techniques in Human Geography, Macmillan Education, London, 1984, pp. 31-66.

توضح مساحة الأرض التي يزيد منسوبها على ٥٠٠ متراً في كل قرية من هذه القرى، فلن نحصل من هذه المجموعات الثلاث على أية حقائق فورية إذا ما وضعناها على هيئتها الأصلية في جدول مماثل للجدول رقم (١).

ففي بادىء الأمر نجد أنفسنا في حاجة إلى تلخيص البيانات الواردة في المجدول المذكور حتى يمكننا التعرف على الأرقام أو النسب الأكثر بروزاً ووضوحاً ومن ثم يكون من المفيد أن نعرف كم عدد القرى التي توجد بها نسبة عالية من أراضي المراعي وكم عدد القرى التي توجد بها نسبة متوسطة وكم عدد القرى التي تقل بها هذه النسبة. وحتى يمكن أن نوضح هذه الحقائق الرئيسية فعلينا أن نبدأ بتجهيز الأرقام الأساسية بطريقة معينة تجعل تلخيص هذه البيانات ذا معنى وأشر كبيرين.

وبعد استنتاج الحقائق الرئيسية من مجموعة البيانات Data Set نبدأ في تحديد العوامل الجغرافية الهامة التي أدت إلى تباين الأنماط التي لاحظناها، وهنا نجد من الضروري مقارنة مجموعة البيانات هذه بمجموعة بيانات أخرى وذلك للوصول إلى تحديد العلاقة بينهما، فقد ترتبط مساحة الأرض الرعوية بمساحة الأرض المرتفعة وينبغي مقارنة هاتين الظاهرتين معاً بالنسبة لكل قرية للوصول إلى مدى العلاقة بينهما.

وبعد إجراء هذه المقارنة والوصول منها إلى نتائج محددة نجد أننا في حاجة إلى معرفة ما إذا كانت المقارنات والنتائج ذات دلالة حقيقية ، ومن هنا تأتي المرحلة الثالثة من التحليل الإحصائي في هذه الدراسة عن استخدام الأرض وهي مرحلة اختبار النتائج للوقوف على مدى جوهريتها ودلالتها .

وهكذا يمكن أن نرى أن مجموعة البيانات الأصلية في أية دراسة ينبغي أن تجهز إحصائياً بثلاث طرق أساسية: الأولى هي تلخيص مجموعة البيانات، والثانية: إجراء بعض المقارنات للوقوف على العلاقة بين الظاهرات، والثالثة: إجراء ما يعرف باختبارات الجوهرية أو المعنوية.

وعلى أية حال فإن الأساليب التي يمكن استخدامها في هذه المراحل

الثلاث تتباين تبعاً لنوع البيانات المتاحة للدراسة، فالأرقام التي تحويها مجموعة البيانات (أو المتغيرات كما تسمى بلغة الإحصاء) تنقسم إلى بوعين: المتغيرات المتقطعة Discrete Variables والمتغيرات المتصلة Obscrete Variables والفارق بينهما بسيطللغاية.

فعلى سبيل المثال قد يكون عدد الطلاب في فصل ما هو ١٠، ٢٠، ٢٢، ٢٥، وهكذا، ولا يمكن مثلاً أن يكون ٥,٥٦ أو ٢٣,٢ طالباً وفي مثل هذه الحالة فإن المتغيرات تأخذ قيمة معينة فقط، فلا يمكن أن يكون هناك ٥,٥٦ طالبا في الفصل. والبيانات التي تحوي متغيرات من هذا النوع تسمى بالبيانات المتقطعة أو غير المتصلة وتسمى المتغيرات حينذاك بالمتغيرات المتقطعة أو غير المتصلة.

وتختلف البيانات أو المتغيرات غير المتصلة اختلافاً تاماً في طبيعتها عن البيانات أو المتغيرات الأخرى التي يمكن أن تأخذ ـ نظرياً ـ أية قيمة كسرية في مدى معين، فعلى سبيل المشال فإن طول أي شخص قد يكون ١٧٠ سم أو ١٧٠,١ سم أو ١٧٠ سم وهكذا. وهذه المتغيرات تعرف بالمتغيرات المتصلة ومن الواضح أن أية مسألة تتضمن قياساً محدداً بدقة سينتج عنها بيانات ومتغيرات متصلة، بينما يؤدى العد غالباً إلى متغيرات متقطعة.

والتمييز بين البيانات والمتغيرات المتصلة وغير المتصلة أمر غاية في الأهمية ذلك لأن أساليب تجهيز البيانات المتصلة تختلف تماما عن تلك الأساليب المتاحة لتجهيز البيانات غير المتصلة.

جدول رقم (١) مجموعة بيانات أصلية نسبة الأراضي الرعوية (٪) في ٦٧ قرية بأحد الأقاليم'''

	-		. , 45 5	<u>.</u>	
المراعي	رقم	المراعي	رقم	المراعي	رقم
7.	القرية	7.	القرية	7.	القرية
٥٠	**	0 1	١٧	٣٤	,
٥٨	Y" £	71	١٨	٤٨	۲
٥٣	70	۵٤	19	0.	٣
٥٨	47	0 1	٧.	77	٤
۲٥	٣٧	or	۲١	٧.	0
11	٣٨	٥٨	77	٧.	٠,
74	٣٩	۸۵	44	VY	V
01	٤٠	ξo	7 5	77	٨
07	٤١	٥٧	40	70	4
71	٤٢	7 \$	77	٦١	١.
٥٦	٤٣	۷٥	**	٥٦	11
٥٦	££	٤٨	47	į o	14
٥٠	ţo	۵٩	44	**	17
171	£ "\	٧.	۳,	£٨	11
٦٨	٤٧	٧٧	٣١	40	10
74	ŧ۸	£ Y	٣٢	٥٢	17

Toyne P. and Newby P., Techniques in Human Geography, London, 1984, p. 31.

⁽١) هذه البيانات عن أبروشيات مقاطعة ديڤرول في المملكة المتحدة، ومعمدرها:

تابع جدول رقم (١)

المراعي /:	رقم القرية	المراع <i>ي</i> /	رقم القرية	المراعي /	رقم القرية
٦٨	٦٣	cT	۲٥	77	٤٩
٦٥	٦٤	٥٦	٥٧	71	۰۰
٥٠	٦٥	٦٣	٥٨	٥٤	٥١
٥٨	77	0 £	٥٩	7 £	٥٢
٥٠	77	09	٦.	00	۳٥
		٥٨	71	٥٨	٥٤
		٥٨	77	٥٢	00

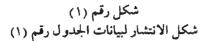
أساليب تقسيم البيانات إلى مجموعات:

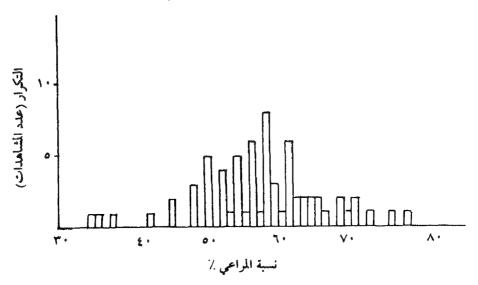
إذا سألك أحد أن تعلق على نتيجة امتحان الثانوية العامة مثلاً فمن البديهي أنك ستستهل تعليقك قائلاً بأن عدداً معيناً من الطلاب حصل على مجموع ٧٠٪ أو أكثر أو أن عدداً كبيراً منهم حصل على مجموع يتراوح بين ٢٠٪ و٢٩٪ وهكذا. والواقع أنك بإجابتك المختصرة هذه تضغط البيانات الأصلية في مجموعات صغيرة حول قيم محددة تعرف إحصائياً بالقيم الحرجة (وهي في هذه الحالة ٧٠٪ أو ٢٠٪.. إلى) -

وهذه بالضبطهي الطريقة المستخدمة لتجميع أية مجموعة من البيانات، فأولاً وقبل كل شيء _ يتم تكوين فئات ذات معنى واضح (مثل ٢٠٪ _ ٣٩٪)، ثم يتم عد مرات المشاهدة التي تحدث في كل فئة، وما أن تتحول البيانات الأصلية إلى مجموعات حتى نبدأ في معالجتها كبيانات متقطعة.

ومن الواضح أن كل فئة من الفئات لها حد أعلى وحد أدبى، وتعرف القيمة الأدنى للفئة بحد الفئة الأدبى، والقيمة الأعلى بحد الفئة الأعلى. وعلى ذلك ففي الفئة .٦٠ ــ ٦٩٪ تكون القيمة .٦٠ هي الحد الأدنى للفئة و ٦٩ هي الحد الأعلى للفئة. وقد نجد في حالات معينة أنه من الضروري إنشاء فئة ليس لها حد معين في نهايتها، فعلى سبيل المثال قد يكون من المفيد في حالة نتيجة امتحان الثانوية العامة أن تكون لدينا فئة أقل من ٥٠٪ أو غيرها، أو أكثر من ٧٠٪. ومثل هذه الفئات غير المحددة في طرفيها تعرف بالفئات المفتوحة.

ومن خلال ذلك تواجهنا مشكلة رئيسية وهي كيف نحدد الفئات الملائمة ، ويمكن بقليل من التدقيق في البيانات أن نرى ما إذا كان هناك تقسيم طبيعي بها ويمكن عمل ذلك ببساطة عن طريق رسم ما يعرف بشكل الانتشار التوضيحي Scatter Diagram (شكل رقم ١) وهو عبارة عن رسم بياني بسيطيبين تكرار حدوث رقم معين في مجموعة البيانات نختار لها فئات ذات حجم منتظم ومن الخطأ أن ننشىء فئة تكسر فئة رئيسية ، ففي بياناتنا عن استخدام الأرض على سبيل المثال (جدول ٢) يبدو أن هناك «مجموعة طبيعية» تقع بين ٥٠ ـ ٥٩٪ ولكن إذا قسمنا هذه الفئة إلى نصفين ٥٠ ـ ٥٤٪ و٥٥ ـ ٥٩٪ يصبح ذلك أمراً غير منطقي ولا معنى له.





جدول رقم (٢) التوزيع التكراري لنسب الأرض الرعوية (كما تبينها مجموعة البيانات الأصلية بالجدول رقم (١))

تكرار الفئة	المشاهدات	الفئة
٣	TV _ TO _ TE	٣٩ >
٦	£ Y_ £ A _ £ 0 _ £ A _ £ 0 _ £ A	٤٩ _ ٤٠
7"8	0 - 70 - 70 - 70 - 70 - 0 - 0 - 0 - 70 -	09_0.
١٩	- 7 9 - 7N - 71 - 7 - 7 - 77 - 77 - 77 - 77 -	٦٩ ٦٠
٥	VV _ V	٧٠ <

المدر:

Toyne P., Newby P., Techniques in Human Geography, London, 1984, p. 33.

وبعد اختيار عدد مناسب من الفئات ينبغي أن نكون على بينة هامة للغاية وهي أنه من الأفضل دائماً ألا ننشىء عدداً كبيراً من الفئات حتى لا يفقد تجميع البيانات مغزاه كها أن التفصيلات ستظل كها هي بدلاً من الاختصار الذي نهدف الوصول إليه.

والعدد الفعلي من الفئات التي نرغب في إنشائها يتوقف جزئياً على إجمالي عدد المشاهدات في التوزيع والمدى الرقمي في مجموعة البيانات وبصفة عامة فإنه من

المفيد أن نتبع ما يعرف «بالقاعدة الخماسية» والتي تعني أن عدد الفئات ينبغي ألا يتجاوز خمس مرات لوغاريتم عدد مشاهدات مجموعة البيانات (۱) وباتباع هذه القاعدة فإننا نتجنب إنشاء عدد كبير من الفئات، وعلى ذلك فإنه إذا كان لدينا مثلاً ١٠٠ مشاهدة (تكرار) فإن الحد الأقصى للفئات سيكون ٥ × لو ١٠٠ = ١٠٠

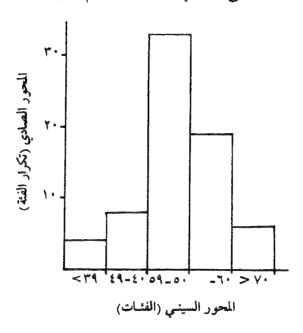
وبعد تحديد عدد الفئات نبدأ في جدولة عدد المشاهدات للتي تقع في كل فئة (جدول ٢) ويسمى مثل هذا الجدول بالجدول التكراري أو التوزيع التكراري Frequency Distribution وهو يبين تكرار المشاهدات (القيم) داخل كل فئة من الفئات (أي تكرار الفئة). وذلك بصرف النظر عن أصغر القيم وأكبرها (المدى (Range) حيث يتم تجميع القيم المتقاربة في مجموعات تسمى فئات Intervals.

أ-المدرج التكراري:

يكن تمثيل التوزيع التكراري بيانياً بعدة طرق بسيطة وذلك حتى يكون لهذا التوزيع تأثير واضح في التحليل الإحصائي وذلك بدلاً من قصره على جدول تكراري فقط. ويتم ذلك بعمل رسم بياني يوضح التكرارات مقابل كل فئة ، ويشار إلى المحور الأفقي دائماً بالمحور السيني ، وكما نلاحظ في الشكل رقم (٢) فقد قسمنا المحور الأفقي إلى أقسام متساوية بمقياس رسم مناسب بحيث يكفي لتمثيل الفئات. أما المحور الرأسي فيشار إليه بالمحور الصادي ونقوم بتدريج هذا المحور الرأسي حسب مقياس رسم مناسب كذلك بحيث يسمح بظهور قيمة أكبر تكرار في الجدول ، ونرسم على كل فئة مستطيلاً رأسياً تتناسب مساحته مع التكرار الخاص بالفئة فنحصل بذلك على شكل هو عبارة عن مستطيلات متلاصقة تسمى بالمدرج التكراري ومن الواضح أنه يمثل التوزيع بالجدول التكراري بشكل هندسي (شكل رقم ٢).

Ibid., p. 33.

شکل رقم (۲) المدرج التکراری لبیانات الجدول رقم (۲)



وفي أي رسم بياني نرسمه يلاحظ أن المحور الصادي هو الذي يستخدم لبيان توزيع المتغير التابع كما يسمى أما المحور السيني فيستخدم لبيان المتغير المستقل، وقد سمي المتغير التابع بهذا الإسم لأن حجمه يعتمد على المتغير الآخر، وعلى ذلك ففي رسم المدرج التكراري يكون تكرار الفشة هو المتغير التابع، وهو الذي يوقع على المحور الصادي وكما ذكرنا فإن اختيار المقياس المستخدم على المحور الصادي يتم في ضوء مدى التكرارات المراد توزيعها. وفي هذه الحالة فإن أعلى تكرار يقع في الفئة ٥٠ ـ ٥٩٪ وعدده ٣٤، كما يلاحظ أيضاً أن مقياس المحور الصادي يبدأ دائماً بالصفر. أما مقياس المحور السيني فيتحدد هو الآخر بعدد الفئات المستخدمة.

وجدير بالذكر أن اختيار حجم ومقياس الرسم البياني يعد أمراً هاماً في تحديد الانطباع الناتج عنه، ومن هنا ينبغي أن يصمم بشكل مناسب، فلن يجدي

مثلاً أن نعمل رسماً بيانياً يكون مقياس الرسم به صغيراً لدرجة يصعب معها إظهار الفوارق بين التكرارات في كل فئة ، أو أن يكون الرسم كبيراً بدرجة تظهر الفوارق مبالغاً فيها.

ب _ المضلعات التكرارية Frequency Polygons ب

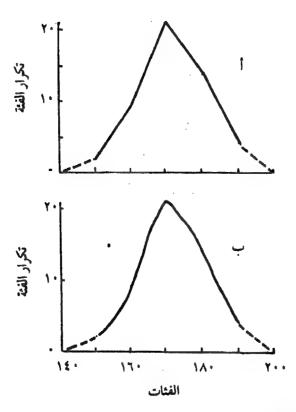
إذا أردنا تمثيل توزيعين تكواريين بيانياً على نفس المحور وذلك برسم مدرجيهما التكواريين وحاولنا المقارنة بينهما فإننا نجد أن المستطيلات المتناظرة تتداخل بعضها في بعض مما يصعب معه إجراء المقارنة بين التوزيعين ولـذلك نلجاً إلى تمثيل كل توزيع بما يسمى بالمضلع التكواري.

وتشبه طريقة رسم هذه المضلعات التكرارية طريقة رسم المدرجات التكرارية التي سبق شرحها. فعلى المحور الصادي يتمثل تكرار الفئة، وعلى المحور السيني فترة الفئة، ولكن في هذه الحالة ستتمثل الفترة بما يعرف بمركز الفئة (مركز الفئة هو نقطة الوسط للفئة، ففي الفئة ٤٠٠ مثلاً يكون مركز الفئة ٥٠). ويوضح الرسم البياني حينذاك تكرار الفئة موقعاً مقابل مركز الفئة، ونوقع نقطة لكل فئة مقابلة للتكرار ثم نوصل هذه النقط معاً لكي تكون في النهاية المضلع التكراري (٣ ـ أ).

ومن ناحية أخرى يمكن رسم المضلع التكراري من المدرج التكراري، ويتم ذلك بأخذ منتصفات القواعد العليا للمستطيلات في المدرج التكراري ونصلها بمستقيمات فنحصل على المضلع التكراري.

وهناك طريقة أخرى لتمثيل التوزيعات التكرارية في شكل هندسي واضح وذلك برسم المنحنى التكراري الذي نحصل عليه بتمهيد خطوط المضلع التكراري (٣ ـ ب)، ولرسم المنحنى التكراري نرسم نقط المضلع التكراري ونجهد الخطوط المنكسرة التي تصل بين هذه النقط ولا يشترط أن يمر المنحنى بجميع رؤوس المضلع التكراري، ولكن إذا لم يتم عمل هذا التمهيد بطرق إحصائية سليمة فمن الأفضل ألا نحاول عمله وأن يظل الرسم البياني على ما هو عليه كمضلع تكراري.

شکل رقم (۳) بیانات متصلة أ مضلع تکراري ب منحني تکراري



جــ التوزيع التكراري المتجمع والنسبي:

Relative and Cumulative Frequency Distribution

سبق أن أوضحنا أن الجدول التكراري يبين توزيع المفردات على الفئات المختلفة فيعطينا عدد المفردات في كل فئة من الفئات، إلا أننا قد نحتاج إلى معرفة عدد المفردات التي تقل قيمتها (أو تزيد) عن قيمة معينة، وحتى يمكن الحصول على ذلك يمكن تجميع التكرارات في جدول نسميه جدول التكرار المتجمع وفيه نجمع التكرارات على التوالي من أحد طرفي الجدول حتى طرفه

الآخر فنحصل على التكرار الكلي، وهناك نوعان من التكرارات المتجمعة وهما التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع الهابط، وفي التوزيع التكراري المتجمع الصاعد نذكر الفئات على النحو التالي (أقل من الحد الأعلى) ويكون التجميع من أعلى إلى أسفل (من جهة الفئات الصغيرة إلى الكبيرة) وتكون التكرارات المتجمعة في صعود مستمر ويكون التكرار المتجمع للفئة الأخيرة مساوياً لمجموع التكرارات (جدول ٣). أما في التوزيع التكراري المتجمع الهابطنذكر الفئات على النحو التالي (الحد الأدنى فأكثر) ويكون التكرار المتجمع للفئة الأولى المئت الكبيرة إلى الصغيرة) حتى نصل إلى التكرار المتجمع للفئة الأولى جهة الفئات الكبيرة إلى الصغيرة) حتى نصل إلى التكرار المتجمع للفئة الأولى بحب أن يساوي مجموع التكرارات".

جدول رقم (٣) التوزيع التكراري المتجمع (على أساس بيانات الجدول رقم ٢)

التكرارات المتجمعة (عدد القرى)	الفثات (نسبة الأراضي الرعوية ٪)
*	. 44 >
(7 + ٣) ٩	٤٩ >
73 (7+7+37)	۰۹ >
77 (7 + 7 + 37 + 91)	< PF
(0 + 19 + 78 + 7 + 7) 77	v 4 >

ويمكن استخدام التكرارات المتجمعة لتوزيعين للمقارنة بينهما، ولكن إذا كان مجموع التكرارات يختلف في الحالتين فيجب حساب النسبة المثوية

⁽١) أحمد عبادة سرحان، المرجع السابق، ص ص ١١٠ ـ ١١١.

للتكرارات المتجمعة لكل من التوزيعين حتى تسهل المقارنة بينهما ، ومعنى ذلك أنه بدلاً من الاهتمام بالتكرار المطلق لكل فئة فقد يكون مفيداً أن نعبر عن هذا التكرار كنسبة مئوية من كل الفئات. ففي مثالنا عن استخدام الأرض يتضح أن ٩٪ من القرى تقع في مجموعة ٥٠ ـ ٥٩٪ من القرى تقع في مجموعة ٥٠ ـ ٥٩٪ (جدول رقم ٤) وببساطة ـ ما علينا إلا أن نحول تكرار كل فئة إلى نسبة مئوية من إجمالي مرات الحدوث (التكرارات) ويعرف الجدول الناتج بجدول التوزيع التكراري النسبي أو أحياناً بالتوزيع المئوي (جدول رقم ٤).

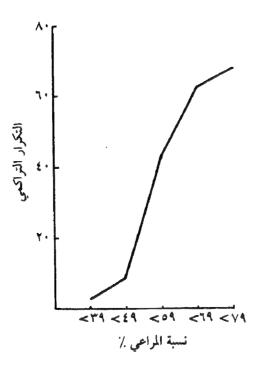
وعندما نرسم المدرجات التكرارية أو المنحنيات التكرارية المتجمعة لهذه البيانات فإنه لا يتغير سوى مقياس المحور الصادي لكي يبين النسب المئوية وليس القيم المطلقة. وتسمى الرسوم البيانية الناتجة عن ذلك بالمدرجات التكرارية النسبية والمضلعات أو المنحنيات التكرارية النسبية.

وكما سبق أن أوضحنا في عمل الجدول التكراري المتجمع فإنه يمكن رسم منحنى متجمع صاعد وكذلك منحنى متجمع هابط، ففي المثال السابق يمكن أن نبين عدد القرى التي تكون نسب الأراضي الرعوية < 3%، < 5%، < 7%, < 7%, < 7%, < 10% على الترتيب، وبمعنى آخر يمشل ذلك قيماً متجمعة، ويؤدي رسم هذا التوزيع كما هو واضح إلى إنشاء مضلع أو منحنى يسمى بالمنحنى التكراري المتجمع (شكل 3)، ففي حالة المنحنى الصاعد نأخذ الحدود العليا للفئات على المحور الأفقي والتكرارات المتجمعة على المحور الرأسي ونوقع النقط حسب إحداثيها السيني والصادي ونصل بينها بمنحنى ممهد فنحصل على المنحنى المتجمع الصاعد، ويسمى صاعداً لأن التكرارات المتراكمة في ازدياد فيكون المنحنى في صعود وتكون آخر نقطة على المنحنى هي أعلى نقطة على المنحنى هي أعلى نقطة عليه لأن تكراراتها (إحداثيها الرأسي) يساوي مجموع التكرارات كلها.

جدول رقم (٤) النوزيع التكراري النسبي (على أساس بيانات الجدول رقم (٢))

التكرار المتجمع الصاعد				التكرارات	الفثات
7.	التكرار المتجمع الصاعد	الحدود العليا	النسبة ٪	(عدد القرى)	نسبة الأراضي الرعوية ٪
٤,٥	٣	أقل من ٣٩	٤,٥	٣	49>
14, 8	٩	أقل من ٤٩	۸,٩	٦	٤٩ - ٤٠
٦٤,١	٤٣	أقل من ٥٩	٥٠,٧	4.8	٠٠ ٥٩
97,0	٦٢	أقل من ٦٩	۲۸, ٤	19	79-7.
1,.	77	أقل من ٧٩	٧,٥	٥	٧٠<
		-	1,.	٦٧	المجموع

شكل رقم (٤) المنحني التكراري لبيانات الجدول رقم (٤)



أشكال المنحنيات التكرارية:

تعد الأساليب السابقة التي ذكرناها لتقسيم البيانات إلى مجموعات وإظهارها في شكل توزيعات ومنحنيات تكرارية نسبية ذات أهمية كبرى في توضيح الصورة الشاملة والمختصرة للبيانات الرقمية التي نتعامل معها في دراستنا الجغرافية ، وقد لاحظنا أن شكل المنحنى يتوقف على توزيع البيانات ، فتختلف المنحنيات التكرارية بعضها عن بعض في الشكل ، ولذلك نتوقع أن نجد عدداً كبيراً من الأشكال المختلفة للمنحنيات التكرارية إلا أنه مع ذلك لا يقابلنا منها في العادة إلا عدد محدود من أشكالها أبرزها ثلاثة أنواع رئيسية هي:

أ ـ المنحني المتماثل Symmetrical: وهو المنحني اللذي يتماثل تماماً حول

المحور الرأسي الذي يمر بنقطة النهاية العظمى (أو النهاية الصغرى). أي أن هذا المحور يقسم المنحنى إلى جزءين متطابقين تماماً. وأبرز أنواع هذه المنحنيات المتماثلة ما يعرف بالمنحنى المعتدل Normal Curve، والذي يبدو على شكل ناقوس وله نهاية عظمى في منتصفه ويقترب من المحور الأفقي تدريجياً على كل من جانبي هذه النهاية بطريقة متماثلة، وفي هذا المنحنى تكون تكرارات القيم الصغيرة والكبيرة قليلة بينما تكون تكرارات القيم المتوسطة أكبر بالتدريج (شكل ٥ - أ).

ب _ المنحنى الملتوي نحو اليسار، وفيه يكون الطرف (الذيل) الأيمن للمنحنى أطول _ ويسمى بالمنحنى ذو الالتواء الموجب (شكل ٥ _ ب)

جــ المنحنى الملتوي نحو اليمين ، وفيه يكون الطرف (الذيل) ممتداً جهة اليسار ـ ويسمى بالمنحني ذو الالتواء السالب (شكل ٥ -ج).

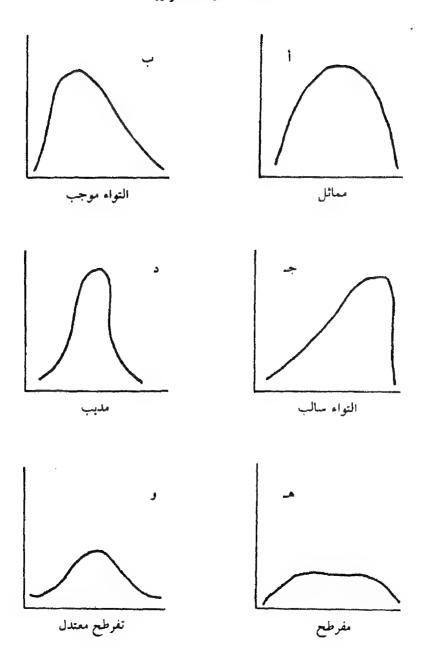
وفي المنحنى الملتوي التواء موجباً تتزايد التكرارات سريعاً حتى تصل إلى القمة ثم تتناقص ببطء، والعكس في المنحنى الملتو التواء سالباً.

وهذه المصطلحات تصف الشكل العام للتوزيع ، بينما هناك وصف آخر «لتحدب التوزيع» يسمى «التفرطح» Kurtosis ، فالتوزيع الذي يظهر ذو قمة عالية نسبياً يسمى المنحنى المدبب Leptokurtic (شكل o - c) والذي يظهر ذو قمة مسطحة يسمى المنحنى المفرطح Platykurtic (شكل o - a) والذي يظهر كحالة وسلط بين الاثنين يسمى بالتوزيع معتلل التفرطح شكل المفرطح شكل o - c).

مثال تطبيقي:

يحوي الجدول رقم (٥) بيانات عن الأحجام السكانية للمدن الأفريقية ، وباستعراض الأرقام كما هي مكتوبة نجد أنه من الصعب استنتاج حقائق ذات قيمة فيما عدا الحد الأدنى والحد الأعلى لهذه الأحجام وعدد المدن ذات الأحجام المتساوية ، وهذه تعد أبسط العلاقات بين هذه الأرقام في الواقع ، وحتى يمكن

شكل رقم (٥) أشكال المنحنيات التكرارية



جدول رقم (٥) توزيع المدن الأفريقية حسب الحجم السكاني (حوالي سنة ١٩٧٥) (المدن ٢٠٠,٠٠٠ نسمة فأكثر) (الأرقام بالألف)

		, ,, ,		
١٧٧	418	441	٤٧٥	0110
177	317	747	٤٦٨	POTY
177	418	41.	٤٤٨	7
140	317	4.4	547	1404
179	414	YAA	244	1847
174	717	7.47	773	1727
177	۲۱.	7.77	٤٠٣	1.47
170	Y • A	7.7	٤٠٣	1.7.
17.	Y • Y	YVA	444	9 2 4
17.	197	Y0A	" ለ"	٨٥٤
109	197	704	. 4.00	* A£ Y
101	198	704	۸۳۳	737
100	147	40.	401	٧ ٣٨
104	190	757	454	٧٣٦
10:	119	757	410	787
1 1 8 9	119	740	727	7.1
184	١٨٧	744	484	097
1 1 8 1	۱۸۷	74.	451	٥٨١
150	144	377	48.	٨٢٥
184	۱۸۱	377	72.	770
127	174	***	441	017
151	۱۷۸	710	441	0.7

تابع جدول رقم (٥)

1.4	1.4	١٢٣	١٣١	111
1.4	1.4	171	14.	147
1.1	۱٠٤	110	14.	١٣٦
	1.5	112	١٢٨	١٣٦
	١٠٤	11.	170	١٣٤
	1.4	11.	178	188

U.N. Demographic Yearbook, 1976, table 8.

المصدر:

استنتاج حقائق أخرى ذات قيمة منها فإن الأمر يتطلب إعادة تبويبها والنظر إليها كمجموعات من الأحجام. ويؤدي ذلك إلى إنقاص عدد البيانات وتحويلها من صورتها الأولية إلى توزيع تكراري Frequency Distribution يمكن كتابته على صورة جدول يبين العمود الأول منه فئات الحجم السكاني والعمود الثاني عدد المدن في كل فئة من هذه الفئات، أو بمعنى آخر ـ نقسم المدى المطلق للبيانات (وهو الفرق بين أكبر حجم وأصغر حجم) إلى عدد مناسب من الفئات ذات الأطوال المتساوية ولتكن مثلاً ١١ فئة طول كل منها ١٠٠ ألف نسمة، ونحدد مبدأ كل فئة ونهايتها وعدد المفردات (أي عدد المدن) مقابل كل فئة ـ وتعرف هذه المفردات بالتكرار ـ وبكتابة الفئات في عمود آخر مجاور له نحصل على جدول تكراري، ونضيف أعمدة أخرى للجدول تبعاً للتحليل الإحصائي المطلوب.

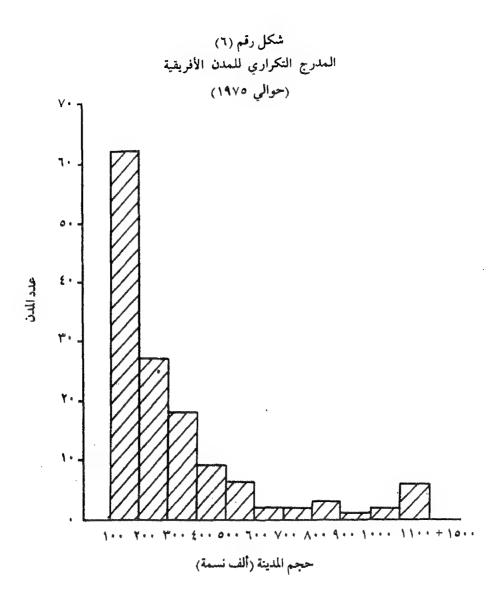
ويبين الجدول رقم (٦) هذا التبسيط للبيانات الأصلية الواردة في الجدول رقم (٥)، وقد تم تجميع الـ ١٩٧ مدينة في ١١ فئة حجم سكاني فقط، وأعطي لكل عنوان عمودي رمز جبري فأعطيت الفئات رمز (ف) والتكرار (ك)، أي عدد المدن المقابلة للفئات، وبدلاً من إجراء الحسابات على ١٣٧ مفردة - تم اختصارها إلى ١١ نقطة فقط تمثلها جميعاً، وهذه النقطهي مراكز الفئات، ويرمز لها عادة بالرمز (س)، ولا شك أن عدد الفئات التكرارية ومدى كل فئة أمر يرجع

جدول رقم (٦) التوزيع التكراري لبيانات المدن الأفريقية

المتجمع الصاعد //	7.	التكرارات (عدد المدن) (ك)	مراكز الفشات (س)	فثات الحجم السكاني (بالألف) (ف)
\$0, Y 78, 9 VA, AM, A AA, Y A9, Y 91, Y 97, 8 98, 1	£0, Y 19, Y 17, 1 0, A £, 1 1, 0 1, 0 Y, Y 1, 0	77 7V 1A A 7 7	1 £ 9, 0 7 £ 9, 0 £ 8 9, 0 0 £ 9, 0 7 £ 9, 0 V £ 9, 0 0 £ 9, 0 1 £ 9, 0 1 £ 9, 0	199 - 1 · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
1,.	٤,٤	۲	1124,0	+ 11
40	١٠٠,٠	144	-	المجموع (ن)

إلى اختيار شخصي من الباحث، وإن كان من الأفضل أن يتبع الباحث فكرة «القاعدة الخماسية» التي سبقت الإشارة إليها وهي تعني أن عدد الفثات المختارة ينبغي ألا يتجاوز خمس مرات لوغاريتم عدد مشاهدات مجموعة البيانات.

وقد تم تمثيل بيانات الجدول التكراري تمثيلاً بيانياً يوضحه الشكل رقم (٦) ونحصل من هذا الشكل ـ الذي تبدو فيه الفئات أو مراكز الفئات على المحور



الأفقي والتكرارات ممثلة في أعمدة على المحور الرأسي ـ على المدرج التكراري وإذا رسمنا خطاً مستقيماً يمر بمراكز الفئات في قمة كل عمود نحصل كذلك على ما يعرف بالمضلع التكراري.

وإذا رسمنا منحني ممهداً مستمراً بحيث يمر بأكبر عدد ممكن من هذه

النقط، ويمر من خلال باقي النقط بتوازن شديد نحصل على ما يعرف بالمنحنى التكراري.

وبتحليل التوزيع التكراري في الجدول رقم (٦) يكون من السهل التعبير عنه كنسبة مثوية من المجموع الكلي من ناحية ، وكمتجمع تكراري من ناحية أخرى ، ويعني الأخير الوقوف على النسبة المثوية للمفردات التي تقع أعلى من قيمة محدودة أو أقل منها ، ففي الجدول مثلاً يبدو أن ٧٨٪ من الـ ١٣٧ مدينة ذات حجم سكاني مساول ٣٩٩ ، ٠٠ ، ٣٩٩ نسمة أو أقل منها .

ويمكن حساب التوزيع النسبي المئوي التراكمي للبيانات التي بوبت في فئات أو بيانات غير مبوبة ومرتبة ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً ، وفي كلتا الحالتين يكون من السهل تحديد موقع المفردات النسبي عند نقط عشرية في التوزيع النسبي (أي عند كل ١٠٪ من التوزيع أو عند كل ٢٠٪ أو ٣٠٪ وهكذا) ، وتلك من الأمور التي يكثر استعمالها في التحليل الجغرافي الكمي . ويمكن رسم التوزيع النسبي المتراكم بيانياً فنحصل بذلك على المنحنى التكراري المتجمع .

وسبق أن ذكرنا أن المنحنيات التكرارية تختلف في أشكالها حسب البيانات التي تمثلها فيتميز المنحنى التكراري المعتدل بأنه ذو نهاية عظمى في منتصفه ثم يقترب من المحور الأفقي تدريجياً على كل من جانبي هذه النهاية تقارباً متساوياً من الجانبين، أي أنه منحنى متماثل، وهو في الواقع منحنى مثالي يندر وجوده في التوزيعات المغرافية عموماً، ولكننا نحصل عادة على شكل قريب منه وأقل تماثلاً، ويسمى عدم التماثل هذا بالالتواء Skownoss والمنحنيات الملتوية لها قمة واحدة ولكن طرفيها غير متماثلين، فيمتد أحد الطرفين أكثر من الطرف الآخر، فإذا كان الطرف (الذيل) الأيمن أطول فيكون المنحنى في هذه الحالة ملتوياً التواء موجاً، وإذا كان ذيل المنحنى ممتداً نحو اليسار فيكون المنحنى ملتوياً التواء سالباً، وفي المنحنى الملتو التواء موجاً تتزايد التكرارات سريعاً حتى تصل إلى القمة ثم تتناقص بعد ذلك ببطء، ويحدث العكس في المنحنى الملتو التواء سالباً.

onverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version)

وإذا طبقنا ذلك على بيانات الجدول رقم (٦) نجد أن المنجنى التكراري ملتو التواء موجباً _ أي أن معظم المدن تميل إلى الأحجام الصغيرة، ويقل بشكل ملحوظ عدد المدن ذات الحجم الكبير في هذا التوزيع.



الفصل الثاث فياس المتموذج "المتوسطات"



تستخدم المتوسطات في البحث الجغرافي بكشرة، فعندما تكون البيانات الرقمية المراد تحليلها كثيرة وتتكون من قيم مفردة تختلف كل منها عن الأخرى يكون من الضروري حينذاك التعبير عن هذه القيم باختصار ودون سرد طويل حتى تسهل المقارنة ومن ثم يمكن تلخيص هذه البيانات ذات الصفة المشتركة في قيمة واحدة تعطى صوراً تقريبية بقدر الإمكان عن خصائص هذه البيانات وإن كانت هذه القيمة الواحدة (القيمة المتوسطة) تتصف بأنها عامة وتحجب الكثير من الخصائص المميزة لكل فئة من فئات البيانات المراد تحليلها.

وتنقسم المتوسطات الإحصائية إلى ثلاثة مقاييس هي:

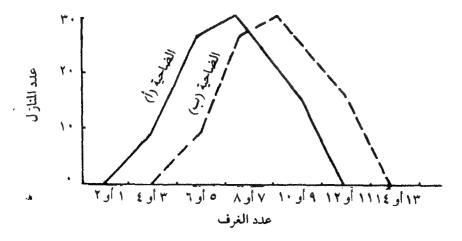
المتوسط Mean والوسيط Median والمنوال Mode .

ولكل من هذه المقاييس مزايا وعيوب وإن كانت تشترك في أنها تعطي مؤشراً عاماً عن الظاهرة المشتركة بصورة موجزة. وتفيد معرفة هذه المقاييس في التطبيقات الجغرافية معرفة كبيرة حيث تمكن الباحث من استنتاج بعض الحقائق التي قد لا يظهرها نمط التوزيع الخاص بالظاهرة مباشرة، فعلى سبيل المثال إذا نظرنا إلى التوزيع التكراري التالي الذي يبين توزيع المساكن في ضاحيتين أ، ب حسب عدد الغرف الخاصة بكل مسكن على النحو التالي:

ساكن	عدد الم	عدد الغرف
الضاحية (ب)	الضاحية (أ)	عدد الغرف
صفر	٨	٣ أو ٤
٨	**	ه أو ٦
**	۳.	٧ أو ٨
٣,	١٦	۹ أو ۱۰
١٦	صفر	۱۱ أو ۱۲
۸١	۸١	المجموع

يبرز سؤال هام عن الملامح المميزة لهذا التوزيع رغم تساوي الضاحيتين في عدد المساكن في كل منها ، وبتوضيح هذين التوزيعين بيانياً كها هو موضح بالرسم رقم (٧) نلاحظان لهما نفس الشكل تماماً أي أن ما يميزهما هو موقع كل منهما بالنسبة للمحور الأفقي فقط، ولكن يلاحظ أن منحنى الضاحية (ب) يبعد عن نقطة الأصل

شكل رقم (٧) التوزيع التكراري لعدد المساكن في ضاحيتين



أكثر من منحنى الضاحية (أ) كما أن منوسط عدد الغرف في المنزل الواحد بالضاحية (ب) هو ٨,٨٣ ممقابل ٦,٨٣ في الضاحية (أ) مما يدل على أن حجم المساكن في المنطقة الثانية أكبر منه في الأولى لدرجة أن هناك في المتوسط حجرتان زيادة في كل منزل.

وسنعرض فيما يلي الطرق الشائعة في حساب المتوسطات الثلاثة مع الأخذ في الاعتبار أن تكون الأمثلة جغرافية حتى يمكن تطبيقها بسهولة على أية بيانات مماثلة في البحث الجغرافي.

١ ـ المتوسط:

من الغريب حقاً أن معظمنا لا يجد صعوبة إطلاقاً في الحديث عن «المتوسط» لأنه ظاهرة رقمية يتعامل معها، وربحا كان هذا المصطلح أكثر المصطلحات الإحصائية استخداماً على ألسنتنا بل وبطريقة عامة أحياناً، فلا يتطلب ذكره سوى إجراء بعض العمليات العقلية الحسابية السريعة، فإذا أردنا مثلاً حساب متوسط عدد الأهداف التي سجلها الفريق القومي لكرة القدم في المباراة الواحدة في مبارياته التي لعبها في الدورة الأفريقية فما علينا إلا أن نجمع كل الأهداف التي سجلها الفريق في كل المباريات ثم نقسم الناتج على عدد المباريات. ومعنى ذلك بساطة أننا لكي نحصل على المتوسط لقائمة من البيانات فإننا نجمع كل أرقام هذه القائمة ونقسم حاصل الجمع على عدد التكرارات.

وحتى يمكن إجراء العمليات الحسابية من أرقام كبيرة فيصبح من الملائم أن نستخدم طريقة مصطلحات الاختىزال، وكما هو معروف فإن رموز الاختىزال تستخدم للدلالة على كل كلمة من الكلمات أثناء الوصف أو الحديث، وفي دراستنا الإحصائية هناك ثلاثة رموز اختزالية أساسية هي التي نحتاج معرفتها وهي.

١ ـ في الأحصاء تعد كلمة «رقم» أو «متغير» أكثر الكلمات إستخداماً ، وعلى ذلك فإن إختزالنا يبدأ «بالرقم» والرمز الذي يستخدم هو س.

٧ ـ علامـة الجمـع (مجموع كذا) هي الحرف اليوناني ∑ أو مجـ .

٣ ـ عدد الأرقام التي توضحها مجموعة البيانات يتمثل بالحرف ك، ن. .

وبعد ذلك يكون من السهل إعادة كتابة التعاريف السابقة للمتوسط والذي عرفناه بأنه (مجموع الأرقام في مجموعة البيانات مقسوماً على عدد هذه الأرقام في المجموعة).

وباستبدال الرموز مكان الكلمات يكون التعريف حينتذ:

مجموع الأرقام في مجموعة الأرقام = مجـ س مقسوماً على = ÷ عدد الأرقام في المجموعة = ن ومن ثم فإن المتوسط = مجـ س

وعادة نميز الوسط بوضع خط صغير (-) على الرمز س (س) وعلى ذلك فإن س (تنطق س شرطة) هي رمز الوسط الحسابي. والأن نأتي إلى حساب س لبيانات استخدام الأرض التي يوضحها الجدول رقم (١).

7V = 0 , $0 = 17 \times 10^{-1}$, $0 = 10 \times 10^{-1}$

ويعد المتوسط الحسابي أكثر أنواع المتوسطات الإحصائية استخداماً في تحليل البيانات الجغرافية طبيعية كانت أو اقتصادية أو سكانية، كما أنه يعد أسهلها في حسابه، ويمكن تعريفه ببساطة بأنه القيمة التي لو أعطيت لكل مفردات المجموعة لكان مجموع هذه القيم الجديدة هو نفس مجموع القيم الأصلية ويمكن حسابه بجمع قيم المفردات كلها في المجموعة ثم نقسم هذا المجموع على عدد المفردات.

فالمتوسط الحسابي لأعمار خمسة أشخاص سنهم ۲۵، ۲۷، ۲۸، ۲۷، ۲۲، ۲۸، ۲۲، مستة هو: $\frac{177 + 17 + 17 + 17}{0} = \frac{177}{0} = 177$ سنة هو:

وكما سبق القول يمكن وضع معادلة جبرية عامة لحساب المتوسط الحسابى

حتى يمكن استخدامها في كل الحالات على النحو التالى:

حيث س = المتوسط الحسابي

س = القيم المفردة كل على حدة المكونة لسلسلة البيانات

ن = عدد هذه القيم المفردة

مج = مجموع كل قيم س (اختصار كلمة مجموع)

ففي المثال السابق أمكن استخدام المعادلة المذكورة كالتالي:

$$\frac{2}{m} = \frac{2}{m} = \frac{m_1 + m_2 + m_3 + m_4}{2} = \frac{m_2 + m_3 + m_4}{2}$$

$$=\frac{1}{2} \times 1$$

ومن الواضح أن حساب المتوسط ليس بهذه السهولة في كل الأحوال حيث تبدو بعض الصعوبة إذا كانت الأعداد كبيرة وكثيرة مما يستلزم عمل جدول تكراري تجمع فيه القيم المتساوية إذا كان المدى صغيراً، وهذا يساعد كثيراً على اختصار العمليات الحسابية كما يبين الجدول رقم (٧) مثلاً لحساب متوسط عمر المهاجر في إقليم ما يضم ١٣٠٤مهاجراً تتوزع أعهارهم على النحو المبين بالجدول.

جدول رقم (٧) توزيع عدد المهاجرين في اقليم ما حسب السن

حاصل ضرب	عدد المهاجرين	العمر بالسنوات
(س)`× (ك)	(じ)	(س)
٧٣١٠	٤٣٠	۱۷
140	٧٥٠	۱۸
7445.	177.	19
197	9.4.	٧٠
950.	٤٥٠	۲۱
۳۳.	10.	77
Y • V •	4.	74
44.	١٠	· 4V
٣٧٠	١٠	**
٧٩٨٢٠	٤١٣٠	المجموع

ثم تزداد الصعوبة قليلاً في حساب المتوسط إذا كانت البيانات أكثر من ذلك ومجمعة في فثات تكرارية ذات حد أدنى وحد أعلى وموضحة في جدول تكراري، فإذا كانت لدينا بيانات عن توزيع المهاجرين في منطقة ما حسب السن والبالغ عددهم ١٠٠٠٠ مهاجراً مثلاً (فوق سن ال ٢٠) وأردنا حساب المتوسط العمري لهم فستكون خطوات الحساب على النحو المبين بالجدول رقم (٨).

جدول رقم (٨) توزيع عدد المهاجرين في منطقة ما حسب السن وحساب المتوسط العمري لهم

حاصل ضرب	مركز الفئة	عدد المهاجرين	فئات السن
(س) × (ك)	(س)	(신)	
770.	77,0	۳٠.	۲۰ إلى أقل من ۲۰
72400	۲۷,٥	9	٢٥ إلى أقل من ٣٠
٤٧٧٥٠	44,0	14	۳۰ إلى أقل من ۳۰
7	4 V,0	17	٣٥ إلى أقل من ٤٠
٨٥٠٠٠	£ Y , o	7	٠ ٤ إلى أقل من ٥ ٤
V170.	٤٧,٥	10	٥٠ إلى أقل من ٥٠
٦٨٢٥٠	07,0	14	٥٥ إلى أقل من ٥٥
27	٥٧;٥	۸۰۰	٥٥ إلى أقل من ٦٠
11/00	77,0	٣٠٠	٦٠ إلى أقل من ٦٥
\$74		1	المجموع

أي أن صيغته الجبرية على النحو التالي:

Y ... الوسيط Median :

يمكن تعريف الوسيط لمجموعة من القيم بأنه القيمة التي تقسم مجموعة البيانات إلى قسمين بحيث يكون عدد القيم الأكبر منها مساوياً لعدد القيم الأصغر

منها، ويمكن الحصول عليه بترتيب القيم تصاعدياً أو تنازلياً ويكون الوسيط حين ثدر هو القيمة الوسطى إذا كان العدد فردياً ومتوسط القيمتين إذا كان عدد القيم زوجياً.

فإذا كانت لدينا مثلا بيانات عن ارتفاع المباني في حي التجارة والأعمال بمدينة ما وبلغ عدد هذه المباني ١٥ مبنى مثلا فنرتبها تصاعدياً على النحو التالي لمعرفة الارتفاع الوسيط:

بق)

المباني (عدد الطوا	ارتفاع
	٣
	٣
	٤
	٤
٧ قيم أصلية	٤
	٤
	٥
الارتفاع الوسيط	٥
	٥
	٥
	٦
٧ قيم أعلى	٨
	۲.
	**
	44

وعندما يكون عدد القيم زوجياً تكون هناك قيمتان وسيطتان ومن ثم يحسب المتوسط الحسابي لهاتين القيمتين للحصول على الوسيطكما يبدو من المثال التالي لمعرفة

القيمة الوسيطة لعدد الركاب المسافرين بالأتـوبيس في ٦ رحـلات متتابعـة في يوم واحد.

و یکون الوسیط حینئذ =
$$\frac{10}{7} + \frac{10}{7} = 0$$
, ۲۰, راکب لکل رحلة .

وهناك صعوبة ليست كبيرة في حساب الوسيط من التوزيعات التكرارية ذلك لأن الوسيط في المنحنى التكراري هو قيمة المتغير الذي إذا رسم عندها عامود رأسي فإنه يقسم المنحنى إلى جزئين متساويين ولـذلك فهـو ينطبق على المتوسط الحسابي في التوزيعات الماثلة، أما المنحنيات الملتوية التواء بسيطاً فيقع الوسيط في جهة أكبر تكرار من ناحية الذيل الطويل في المنحنى الملتوى لأن مساحة المنحني المحصورة بخط أكبر تكرار من ناحية الذيل الطويل تكون أقل من نصف مساحة المنحنى.

ولحساب قيمة الوسيط من جدول تكراري فيه عدد من التكرارات (مثل حساب توزيع السكان المهاجرين حسب العمر السابق الإشارة إليه) نأخذ ترتيب الوسيط وهو ن بصرف النظر عها إذا كانت ن فردية أو زوجية ونكون جدولاً تكرارياً متجمعاً صاعداً أو هابطاً يمكن بواسطته معرفة قيمة الوسيط كها في جدول (٩).

جدول رقم (٩) حساب العمر الوسيط للسكان المهاجرين إلى إقليم ما وعددهم ١٠٠٠٠ نسمة موزعين حسب فئات السن

التكرار الصاعد المتجمع	أقل من الحد الأعلى	عدد السكان	فئات السن
۲۰۰۰ التكرار المتجمع السابق التكرار المتجمع السابق التكرار المتجمع السابق الوسيطية المتحمد	أقل من ٢٥ أقل من ٣٠ أقل من ٣٥ أقل من ٤٥ أقل من ٥٥ أقل من ٥٥ أقل من ٥٥ أقل من ٥٥	7 17 17 10	۲۰ إلى أقل من ۲۰ (٢٠ إلى أقل من ٢٠ (٣٠ إلى أقل من ٣٠ (٣٠ إلى أقل من ٤٠ (١٠ أقل من ٤٠ (١٠ أقل من ٥٠ (١٠ أقل من ٥٠ (١٠ أقل من ٥٠ (١٠ أقل من ٢٠ إلى أقل من ٢٠ (١٠ أقل من ٢٠ إلى أقل من ٢٠ (١٠ أول من ٢٠ إلى أقل من ٢٠ إلى أول من ٢٠
		1	المجموع

وبعد ذلك نحدد الفئة الوسيطية ونعين التكرار المتجمع السابق لها وسيكون ترتيب الوسيط حينئذ هو $\frac{\dot{u}}{V} = \frac{\dot{v} \cdot \dot{v} \cdot \dot{v}}{V} = 0.00$ وبتطبيق قانون إستخراج الوسيط وهو:

$$Y, Yo + \xi \cdot = (\frac{q \cdot \cdot}{Y \cdot \cdot \cdot}) \circ + \xi \cdot = (\frac{\xi \cdot \cdot \cdot - \circ \cdot \cdot \cdot}{Y \cdot \cdot \cdot}) \circ + \xi \cdot =$$

$$\text{aim } \xi Y, Yo =$$

ويبين الجدول رقم (١٠) طريقة حساب العمر الوسيط لسكان الإسكندرية، وخطوات العمل الحسابية.

(١) يعمل جدول موضحاً به فئات العمر على شكل متجمع صاعد كالأتي:

جدول رقم (۱۰) حساب العمر الوسيط لسكان الاسكندرية ١٩٦٠ (ذكور فقط)

عدد السكان	فثات السن
11//	أقل من ٥
74544	أقل من ١٠
P31777	أقل من ١٥
44114	أقل من ۲۰
202012	أقل من ٢٥
0.5477	أقل من ٣٠
071202	أقل من ٣٥
٦・ ∧٦٦∨	اقل من ٤٠
701790	أقل من ٥٤
384.48	أقل من ٥٠
V1T	أقل من ٥٥
VT.701	أقل من ٦٠
V £ 9 9 0 ·	أقل من ٦٥
V 0V\\\	أقل من ٧٠
70037V	أقل من ٥٧
Y7 9709	أقل من ٨٠

$$\text{TAEAP} = \frac{\sqrt{19709}}{7} = \frac{\sqrt{19709}}{7}$$
 ترتیب الوسیط $\text{TAEAP} = \frac{\sqrt{19709}}{7} = \frac{\sqrt{19709}}{7}$

(٣) وبتطبيق طريقة الحصول على الوسيطوهي:

الوسيط =

ترتيب الوسيط - المتجمع السابق الحد الأدنى للفثة الوسيطية + طول الفثة × تكرار الفئة الوسيطية الوسيطية

$$(\frac{77137 - 931777}{77137 - 931777}) + 0 + 0$$

$$= 01 + 0 \quad (\frac{11770}{11777})$$

19,78 = ٤,78 + ١٥ = ٠,977 × ٥ + ١٥ =
 العمر الوسيطللذكور بالإسكندرية = ٢,١٩ سنة.

٣ - المنوال:

المنوال هو القيمة التي تتكرر أكثر من غيرها من القيم أو هي القيمة الأكشر شيوعاً في التوزيع (١) وليست هناك صعوبة في إيجاده حيث يتحدد مباشرة بالبحث عن القيمة الأكثر تكراراً. وكل ما نحتاجه الآن هو أن نجد القيمة الأكثر شيوعاً من قيم مجموعة البيانات المعطاة، وقد سبق الحديث عن الرسوم التي توضح شكل الانتشار والتي تبين كم عدد المرات التي تحدث فيها قيمة معينة في مجموعة البيانات

المنوالMode اشتق من التعبير الفرنسي (à la mode) والتي تعني أنه يتمشى مع «المودة». وطالما أن
المودة غالباً ما تتمشى مع الأكثر شيوعاً وحدوثاً، فليس من الصعب أن ندرك لماذا استخدمت هذه
الكلمة (المنوال).

(شكل رقم ١)، و يمكن أن نستنتج بمجرد النظر لهذه الرسوم أي القيم أكثر نموذجية typical (أي المنوال). ففي مثال استخدام الأرض (شكل رقم ١) يبدو واضحاً أن القيمة ٨٥٪ هي القيمة ألأكثر شيوعاً، وعلى ذلك فإننا يمكن أن نقول أن القرية النموذجية هي التي توجد بها أراضي مراعي نسبتها ٥٨٪، أو بمعنى آخر فإن القيمة المنوالية لأراضي المراعي في قرى الإقليم هي ٥٨٪.

أما إذا كنا قد قسمنا مجموعة البيانات إلى فئات تظهر في شكل توزيع تكراري، فالفئة ذات التكرارات الأكثر ستكون هي الفئة المنوالية، ولكن طالما أنها عبارة عن قيمة فئوية كاملة(مثل الفئة ٥٠- ٥٩٪) وليست رقباً مفرداً فتعرف حينذاك بالقيمة الفئوية المنوالية، كما في (شكل رقم ٢) حيث نرى أن قمة المدرج التكراري تتمشى مع الفئة ٥٠- ٥٩٪. وكذلك الحال في المضلع التكراري الذي توقع فيه تكرارات الفئة مقابل مركز الفئة فإننا نسمي المنوال بمركز الفئة المنوالي.

وقد يكون التوزيع أحادي المنوال Unimodal إذا كانت به قيمة واحدة هي الأكثر تكراراً، مثل مجموعة القيم ٢، ٢، ٥، ٧، ٩، ٩، ٩، ٩، ١٠، ١٠، ١٠ الأكثر تكراراً، مثل مجموعة القيمة المنوالية هي ٩ ويكون التوزيع أحادي المنوال. أو قد يكون التوزيع مزدوج المنوال Bimodal أو متعدد المنوال Multimodal (شكل رقم ٨)، وذلك إذا كانت هناك قيمتان أو أكثر متساويتان في تكراراتها مثل مجموعة القيم: ٢، ٣، ٤، ٤، ٤، ٥، ٥، ٧، ٧، ٧، ٩، والقيمتان المنواليتان هما ٤، ٧. ومن ناحية أخرى قد لا يكون هناك منوال على الإطلاق في مجموعة القيم عندما لا تتكرر قيمة ما أكثر من مرة كما يبدو من المثال التالي: ٣، ٥، ٨، ١٠،

شكل رقم (٨) التوزيع المزدوج المنوال والمتعدد المنوال





أمثلة تطبيقية:

بعد ذلك العرض الموجز لأنواع المتنوسطات وطريقة حسابها نحاول الآن تطبيقها على بيانات نوعية في مجال الدراسات الجغرافية ويوضح الجدول رقم (١١) كمية الأمطار السنوية التي سجلها مرصد الجامعة الأمريكية في بيروت وذلك لمدة ثلاثين عاماً من ١٩٤١إلى ١٩٧٠وتتراوح كمية الأمطار السنوية من ٢٣,١٥ بوصة إلى ٤٨,٣٩ بوصة وتمثل بيانات هذا الجدول متغيراً متصلاً Continuous

جدول رقم (١١) كمية الأمطار السنوية بالبوصة في مرصد الجامعة الأمريكية ببيروت في الفترة ١٩٤١ ـ ١٩٧٠

Acceptant and a con-	la th		
عدد مرات الحدوث	الفئات	الكمية حسب	الكمية حسب
(التكرار)		ترتيب قيمتها	ترتيب حدوثها
		٤٨,٣٩	40,91
		٤٧, ١٧	r r, v •
		20,00	٤١,٦٥
		£4, 44	£٣, ·٧
		£ ٣,•٧	44, . 4
		21,70	44, 44
		٤١,١٠	۳٧,٦٠
		£0,4A	٤٨,٣٩
		79 ,00	٤٠,٩٨
		TT, 07	44,44
		47,01	44,00
٣	70,44-77	٣ ٦, ٧ ٣	۲۱,۸٥
۲	Y0,99_Y7	40,91	٤٣, ٢٣
11	rr, 99 _ r.	Y£,£9	47,07
٥	47,44-48	** , v •	4.,00
. £	٤١,٩٩-٣٨	الوسيط	,
٣	20,49-24	۳۳,۸٦	۲ ٦, ۲٦
4	19,99_17	rr , 7 r	٣٦,٧٣
		TT, 10	YW, 10
		77 , 7	۳۰,۸۱
		44,07	Y0, V9
		, , , 	10, 77

تابع جدول رقم (۱۱)

عدد مرات الحدوث	الفثات	الكمية حسب	الكمية حسب
(التكرار)		ترتيب قيمتها	ترتيب حدوثها
		47,00	۲۲,۸٦
		YY, • 9	45, 54
		71,00	٤١,١٠
		٣٠,٩١	37,10
		70 , 70	40,91
		79, • 1	77,07
		7 7, 77	74,.1
		40,41	20,40
		40,49	٤٧,١٧
		74,10	44,70
			1.7., ٧.

المتوسط= ٣٦, ٩٩ ، والوسيط= ٣٣, ٧٨ ، والمنوال = ٣٠ ـ ٣٣, ٩٩ بوصة مصدر البيانات المخام:

الجمهورية اللبنانية، المجموعة الإحصائية اللبنانية، ١٩٧١، ص ٣٥.

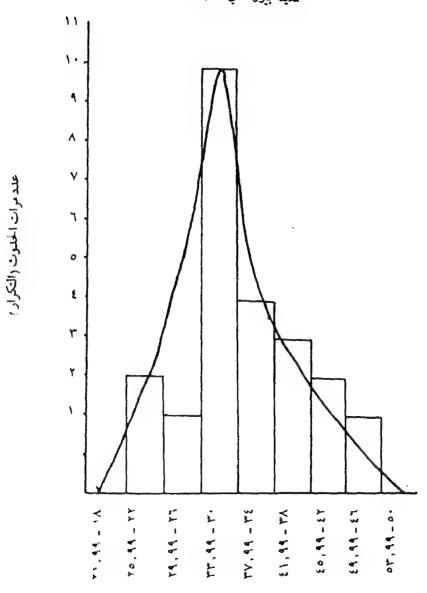
Variate execution $\frac{2}{\sqrt{7}} = \frac{\sqrt{7} - \sqrt{7}}{\sqrt{7}} = \frac{\sqrt{7}}{\sqrt{7}} = \frac{\sqrt{7} - \sqrt{7}}{\sqrt{7}} = \frac{\sqrt{7}}{\sqrt{7}} = \frac{\sqrt{7} - \sqrt{7}}{\sqrt{7}} = \frac{\sqrt{7} - \sqrt{7}}{\sqrt{7}} = \frac{\sqrt{7} - \sqrt{7}}{\sqrt{7}} = \frac{\sqrt{7} - \sqrt{7}}{\sqrt{7}} = \frac{\sqrt{7}}{\sqrt{7}} =$

وقد أعيد تبويب البيانات تبويباً تنازلياً حسب قيمتها كها يبدو من العمود الثاني في الجدول المذكور، ولما كان عدد القيم ٣٠ قيمة فإن الوسيط سيتحدد فيا بين القيمتين الخامسة عشر والسادسة عشر أي في منتصف المسافة بين ٣٣,٧٠ بوصة، ٣٣,٨٦ بوصة.

كذلك فقد تم تجميع القيم في فئات مناسبة وعدد مرات حدوث كل قيمة (التكرارات) أمام كل فئة كما يبدو من العمودية الثالث والرابع ولما كان ذلك متغيراً متصلاً وليس متقطعاً فإن كل القيم العددية ستشمل كسوراً، ومن ثم فلا بد من تصميم حدود كل فئة لتعطى متغيراً متصلاً كاملاً للقيم ولا تكون مثلاً ٢٣، ٢٤، ٢٥ ، ٢٦ إلى ٣٩, ٩٩ وهكذا وجذه الطريقة فإن الفئة ٣٠ إلى ٣٩, ٩٩ وهكذا وجذه الطريقة فإن الفئة ٣٠ إلى ٣٩, ٩٩ الشكل رقم (٩) هذه البيانات والتي تبدو على شكل التواء موجب بسيط.

وتبدو الاختلافات في التوزيعات التكرارية والعلاقة بين المتوسطات الثلاثة في بيانات الجغرافيا الاقتصادية ، كما يبين الجدول رقم (١٢) الذي يوضح أرقام الإنتاج السنوي لخام الحديد على مدى عشرين عاماً (١٩٣٨ - ١٩٥٧) في أربعة أقطار من دول غرب أوروبا وهي بلجيكا وفرنسا ولكسمبرج والمملكة المتحدة ، وقد تم حساب المتوسط الحسابي والوسيط الموضحان أسفل كل عامود بنفس الطرق السابق استخدامها ، ويبدو في كل حالة أن الوسيط أكبر من المتوسط الحسابي - ويظهر ميلاً بسيطاً نحو التواء سالب ، وإن كان من الصعب حساب منوال واضح خاصة من بيانات بلجيكا ولكسمبرج .

شكل رقم (٩) المدرج التكراري ومنحنى التوزيع التكراري للأمطار السنوية لمدينة بيروت في الفترة ١٩٤١ - ١٩٧٠



الفئسات

جدول رقم (١٢) الإنتاج السنوي لخام الحديد في بعض أقطار غرب أوروبا في الفترة من ١٩٢٨ ـ ١٩٥٧ (بآلاف الأطنان)

,			
بر يطانيا	لكسمبرج	فرنسا	بلجيكا
4710	10.7	١٠٢٠٣	70
££1V	1749	1.171	٦.
0119	٨٢٣١	2117	44
00 7 A	1917	757V	٤٧
0119	1271	1113	٤١
0111	1871	070.	£ 7
544.	۲۱۸	7777	17
2177	44 \$	7749	11
4015	70.	0.41	1 8
Y4V£	7 00	7.44	71
299.	1.4.	Voca	4.5
£ • ለ٦	1781	1.4	10
4711	1108	940.	17
\$0.5	١٦٨٨	1122.	YA
£71A	4178	١٣٢٣٠	٤٧
80	7101	1464.	40
2779	1777	1878.	79
£ £ 47V	1944	1778.	**
2 £ oV	7.72	1717.	٥٠
£7.44	7.87	1444	٤٨
\$\$14,90	1884,4	911.,7	المتوسط ٥٥,٤٥
1177,	١٤٨٨,٥	9900,0	الوسيط ٥٠, ٣٤

المصدر:

Gregory, S., Statistical Methods and The Geographer, Longman, London, 1971, p. 13.

العلاقة بين المتوسطات الثلاثة

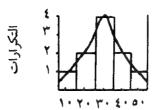
سبق القول بأن المتوسط الحسابي والوسيط والمنوال هي الطرق الرئيسية الثلاث التي تعبر بقيمة واحدة عن مجموعة من البيانات المتاحة، والملاحظ مما سبق أن هناك علاقة تربط بين هذه المتوسطات، ويمكن الوصول إلى ذلك في ضوء الأمثلة السابقة.

فإذا أردنا مثلاً _ معرفة متوسط السن لعشرة أشخاص عمر كل منهم على النحو التالي:

0, 18, 18, 12, 12, 12, 12, 12, 12, 13, 18, 19, 19

وتم توزيع هذه البيانات على شكل مدرج تكراري (هستوجرام) كما يبدو من الشكل رقم (١٠) وبه منحنى توزيع تكراري مجهد ليلائم هذه البيانات فإن كل قيم المتوسطات الثلاثة ستكون عند نفس النقطة أي ٣٠، ويلاحظ أيضاً أن منحنى التوزيع التكراري الذي يصاحب الرسم يعد متوازناً تماماً على كلا جانبي قيم المتوسط هذه، وهذا التطابق التام لقيم المتوسط الثلاث بالإضافة إلى منحنى التوزيع المتاثل تعد خاصية مميزة لما يعرف بالتوزيع التكراري المعتدل الذي تعتمد عليه كثير من الطرق الإحصائية.

شكل رقم (١٠) منحني التوزيع المعتدل



الفثات

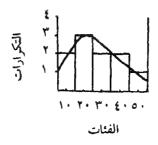
أما إذا كانت البيانات تمثل توزيعاً غير معتدل مثل البيانات التبالية: ١٠، ١٠ مثل البيانات التبالية: ١٠، ٢٠، ٢٠، ٢٠، ٢٠، ١٠ فإن متوسطاتها الثلاث تختلف في قيمتها وذلك على النحو التالي:

$$\frac{7}{1} = \frac{7}{1} = \frac{7}{0} = \frac{7}{0} = \frac{7}{0} = \frac{7}{0}$$

جــ المنوال = ٢٠

وهكذا تبدو المتوسطات الثلاثة مختلفة عن بعضها البعض، فيعد المتوسط الحسابي أكبر قيمة بينا المنوال أصغرها، وقد تم توضيح هذه القيم على مدرج تكراري وأضيف إليه منحنى التوزيع (شكل رقم ١١) ويبدو أن هذا المنحنى غير متوازن _ حيث تتجه قمته إلى يسار المركز، وذيله نحو اليمين، أي ملتو إلتواء موجباً. وكذلك يبدو من هذا الشكل توزيع المتوسطات الثلاثة، المنوال على اليسار والوسيطفي المنتصف والمتوسطالحسابي على اليمين، وهذا النمطالنسبي للمتوسطات سمة مميزة لكل التوزيعات الملتوية الموجبة، كذلك فإنه يمكن استنتاج علاقة تقريبية عامة بين هذه المتوسطات، وهذه العلاقة يعبر عنها فيا يلي:

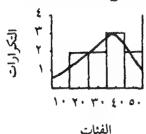
شكل رقم (١١) منحنى التوزيع ذو الالتواء الموجب



وقد سبق القول بأن القيمة المنوالية هي ٢٠

أما إذا كان محنى التوزيع التكراري ملتوياً التواءُ سلبياً، أي يكون ذيله إلى البسار وقمته نحو اليسين، كما يبدو من الأرقام التالية والشكل رقم (١٢):

شكل رقم (۱۲) منحنى التوزيع ذو الالتواء السالب



فإن المتوسط الحسابي =
$$\frac{47}{10}$$
 = $\frac{47}{10}$

والعلاقة التقريبية العامة التي تربط المنوال والوسيط والمتوسط يمكن أن يعبسر

عنها بصورة عكسية على النحو التالي:

مزايا المتوسطات وعيوبها:

بعد ذلك العرض العام للمتوسطات يبرز سؤال هام في سياق الحديث عنها هو: أي هذه المتوسطات أفضل من الآخر في قياس النموذج ولماذا؟ وتكمن إجابة هذا السؤال في الوقوف على مزايا كل منها وعيوبه، فالمنوال بمعناه الدقيق يوضح ما هو الأكثر شيوعاً وتكراراً، وقد تكون هناك صعوبة في تحديد موقع المنوال بدقة وتنبع هذه الصعوبة من أمرين :

أولها: أن التوزيع قد يكون ذا منوال واحد (أو قد لا يكون به منوال على الإطلاق) _ أي ربما يكون للتوزيع مجموعتين متواليتين أو أكثر ذات أهمية متساوية تقريباً، ففي بيانات خام الحديد بالجدول رقم (١٢) لوحظ أنه من الصعب إنشاء منوال واضح خاصة في حالة بلجيكا ولكسمبرج، وفي كل من هذه الحالات توجد فئتان من التكرارات المتساوية في كل مجموعة عريضة من البيانات.

وتبدو الصعوبة الثانية في إختيار الفئات التي ينبغي اتباعها للحصول على المنوال، فعلى سبيل المثال إذا رتبت أمطار بيروت في فئات تبدأ بفئة ٢١ ـ ٢٩,٩٩ بوصة بدلاً من ٢٢ ـ ٢٥,٩٩ بوصة كما في الجدول رقم (١١) فإنه يمكن الحصول على التكرارات الآتية:

التكرارات	الفئسات
(عدد مرات الحدوث)	(بوصة)
١	Y£, 99 _ Y1
٣	7A,99_70
٨	47,99_79
٧	47, 49 - 44
٤	٤٠,٩٩_٣٧
٤	11 - 49 - 13
٣	\$1,99_80

وستصبح الفتة المنوالية حينئذ ٢٩ ـ ٣٢,٩٩ بوصة (بدلا من ٣٠ ـ ٣٣,٩٩ بوصة) في الوقت الذي سيظهر فيه التوزيع التكراري مزدوج المنوال بالفعل، وتعني هذه الصعوبات أن المنوال عملياً يعد شكلاً غير دقيق للقيمة المتوسطة، وربما يكون تحديده صعباً، أما القيمة الفعلية التي تم الوصول إليها ربما تنتج في جزء منها عن الاختيار الذاتي للفئات، وعلاوة على ذلك فليس للمنوال أي خصائص رياضية حقيقية بل له ـ على أحسن الفروض - علاقة عامة بالمتوسط الحسابي فقط ١٠٠، لدرجة لا تمكن من استخدامه في صيغة تشتق منها صفات أخرى للبيانات، وفيا عدا بعض الأغراض البيانية واستخدامه في العمليات الحسابية العامة والمحددة. فليس المنوال من المتوسطات التي يوصى باستخدامها بدرجة كبيرة في التحليل الجغرافي الكمى.

أما الوسيط فيستخدم كقيمة متوسطية متوقعة حيث تكون القيم التي تعلموه مساوية تماماً للقيم التي تقل عنه، ويكون حجم القيمة غير ذي أهمية مباشرة فيا عدا القيم المركزية عندما يكون عدد التكرارات مفرداً، أو للقيمتين المتتابعتين عندما يكون عددها زوجياً، ومعنى ذلك أن مجموعة البيانات التي تختلف بدرجة كبيرة قد

Gregory, S., Statistical Methods and the Geographer, Longman, London, 1971, p.(1) 14.

تنتج نفس قيمة الوسيط، وعلاوة على ذلك فإن الوسيطليست له خصائص رياضية حقيقية ، ولا يستخدم في العمليات الحسابية الأخرى إلا بطريقة عامة ، وفي هذه الحالة فإنه يعاني من نفس عيوب المنوال ، ومع ذلك فإن للوسيط ميزة هامة ترتبط ببساطة تعريفه ذلك لأن موقعه النسبي بين التكرارات يمكن تحديده بسهولة وبطريقة مباشرة ، كها أنه يعد مؤشراً إحصائياً مفيداً للغاية كهادة توضيحية تفوق المتوسط الحسابي والمنوال .

ويتميز الوسيطبانه لا يتأثر بالقيم المتطرفة حيث لا تدخل هذه القيم في حسابه بعكس المتوسط الحسابي الذي يتأثر بها وتدخل في حسابه، وبالإضافة إلى ذلك فإن من مزايا الوسيط أنه يستخدم في حالة ما إذا كانت بعض القيم الكبرى أو الصغرى (أو هما معاً) غير معروفة (مثل القيم التي يشار إليها بأقل من . . . أو أكثر من . . . في الجداول التكرارية) ولذلك فائدة كبيرة في كثير من ميادين التحليل الجغرافي الكمي، وإن كان من المستحسن عدم حساب الوسيط أو استخدامه طالما كان عدد القيم صغيراً (١) .

ومن الأنواع الثلاثة للمتوسطات، يعد المتوسط الحسابي قائماً على أساس رياضي سليم وله خصائص وعيزات تسمح باستخدامه في حسابات أخرى، ورغم ذلك فلا يسلم من عيوب هو الآخر، وأبرز هذه العيوب أنه يعطي وزناً متساوياً لكل تكرار تبعاً لحجمه، وكذلك نظراً لأن كل التكرارات تستخدم في حسابه فإن القيم المتطرفة يكون لها تأثير كبير على قيمته في النهاية كما يبدو من المثال التالي الذي يوضح كمية الأمطار السنوية التي سقطت في منطقة صحراوية على إمتداد عشر سنوات.

الكمية السنوية بالبوصة: صفر، ١، صفر، صفر، ١٠، ٢، ٢٥، صفر، صفر، ٢.

⁽١) أحمد عبادة سرحان: الإحصاء الاجتاعي، الجزء الأول، الاسكندرية، ١٩٦٣، ص ١٦٨.

وهكذا يمكن ملاحظة أن المتوسط الحسابي لكمية الأمطار وهو ٤ بوصات قد تم تجاوزه مرتين فقط على مدى السنوات العشر، بينا كانت في السنوات الثمان الباقية أقل من هذا المتوسط، ذلك لأن عامين اثنين كانت أمطارهما ٣٥ بوصة، أي بنسبة ٥,٨٠٪ من كمية أمطار السنوات العشر - ومن ثم أشر ذلك في قيمة المتوسط الحسابي أكثر مما أثرت السنوات الأربع الأخرى التي لم تسقط بها أمطار على الإطلاق، وفي هذا المثال المحدد فإن الوسيط يساوي ٥, ١٠ بوصة والمنوال صفر بوصة، وكلاهما يعطي بالطبع مؤشراً أحسن للأحوال المناخية السائدة تفوق ما يعطيه المتوسط الحسابي.

ومع أن المتوسط الحسابي قد يكون مضللا في بعض الأحيان لتأثره بالقيم المتطرفة ، إلا أن استخدامه كمؤشر إحصائي يعد مفيداً في البحث الجغرافي الكمي ، ولتقدير قيمته بدقة في مثل تلك الأحوال السابقة فمن الضروري الوقوف على نمط التوزيع التكراري الذي يلخصه هذا المتوسط في قيمة واحدة . أي معرفة الأحوال الفعلية التي تتنوع حول القيم المتوسطة ، ومن الطرق والأساليب الإحصائية التي يكن الوصول بها إلى هذه الغاية ما يعرف بمقاييس التشتت .

الفص *لاابع* التشنسستت



سبق القول في دراستنا للمتوسطات وأنواعها أنها تهدف إلى إيجاد قيمة نموذجية واحدة تمثل مجموعة من القيم الأصلية وذلك حتى تسهل مقارنة هذه المجموعة بمجموعة أو مجموعات أخرى. كذلك لوحظ أن للتو زيعات التكرارية أشكالاً مختلفة ولكنها تشترك في خاصتين أساسيتين الأولى أن التكرارات تكون قليلة عند طرفي كل توزيع وتتركز في الوسط «عند نقطة متوسطة» أي أن مفردات القيم تميل إلى التركز حول قيم متوسطة مركزية ومن ثنم سمى التراكم عند هذه النقطة المتوسطة _ بالنزعة المسركزية « Central Tendency »، وتلك أهسم خصائص التوزيعات التكرارية ، أما الخاصية الثانية _ فهي أن بعض القيم تبتعد عن المركز بمقادير مختلفة زيادة أو نقصاناً ، ويسمى هذا الإبتعاد عن المركز عنها ـ ما يمكن الوقوف على تشتت القيم وتباعدها عن القيمة المتوسطة بما عنها ـ كما يمكن الوقوف على تشتت القيم وتباعدها عن القيمة المتوسطة بما يعرف بمقاييس التشتت Obspersion Measures

وفي ضوء ما سبق يلاحظ أن المتوسط وحده لا يكفي لإعطاء فكرة دقيقة عن مجموعة القيم أو بيان طبيعتها وكيفية توزيع مفرداتها توزيعاً تكرارياً، فإذا كانت لدينا مجموعتان من الأشخاص عدد أفراد كل منهما خمسة أفراد تتوزع أعمارهم على النحو التالى:

المجموعة الأولى: ٨، ١٠، ١١، ١٢، ١٤ سنة.

المجموعة الثانية: ٣، ٧، ١١، ١٥، ١٩ سنة.

فنلاحظ أن المتوسط الحسابي لكل من هاتين المجموعتين 11 سنة، والوسيط لكل منهما أيضاً 11 سنة، ومع ذلك فالفرق كبير بين المجموعتين ذلك لأن أعمار المجموعة الأولى تتوزع في مدى أقل (من ٨ - ١٤ سنة) بينما تتوزع المجموعة الثانية في مدى أكبر (٣ - ١٩ سنة) ومعنى ذلك أن الاختلافات والفروق بين مفردات المجموعة الأولى أقل منها بين مفردات المجموعة الثانية، ويقال حينذاك أن التشتت في المجموعة الأولى أقل منه في المجموعة الثانية أي أنه إذا اقتربت قيم مفردات المجموعة بعضها من بعض كان التشتت قليلاً وإذا زاد التباعد بين مفردات المجموعة كان تشتتها كبيراً، ولذلك فإن معرفة التشتت تعد أمراً هاماً للوقوف على صفات أي مجموعة من القيم، أي درجة تباعد مفردات المجموعة كل عن الآخر، فيكون التشتت صغيراً إذا كان الاختلاف بين قيم المفردات قليلا وبديهي أنه إذا تساوت جميع القيم فإن التشتت سيساوي صفراً» ويكون كبيراً إذا كان الاختلاف بين قيم المفردات قليلا وبديهي أنه إذا تساوت جميع القيم فإن التشتت سيساوي صفراً» ويكون كبيراً إذا كان الاختلاف بينها كبيراً أي إذا كانت الفروق بين القيم كبيرة.

وعلى ذلك فإنه يمكن اتخاذ مقدار تشتت القيم كمقياس للوقوف على مدى تركز هذه القيم وقربها من بعضها أو لتبعثرها وتباعدها بعضها عن البعض ويتم ذلك ببعض المقاييس التي تهدف إلى إيجاد موجز للتشتت في قيمة واحدة _ وهذه المقاييس هي:

المدى المطلق، والانحراف الربيعي والانحراف المتوسط والانحراف المعياري.

١ ـ المدى المطلق Range :

بعد استخراج قيمة «المتوسط الحسابي» لمجموعة البيانات، تأتي بعد ذلك مشكلة باقي المتغيرات في المجتمع الإحصائي والتي لا تتمشى مع قيمة المتوسط الذي استخرجناه، فعندما نصف استخدام الأرض مثلاً وصفاً عاماً بالقول أن متوسط نسبة الأرض الرعوية هي ٥٧٪ نجد أن هناك قرى كثيرة في منطقة الدراسة تختلف فيها النسب اختلافاً كبيراً عن هذه القيمة، فهناك قرى تزداد بها النسبة وقرى أخرى تقل فيها النسبة بدرجة واضحة، فكيف نقيس هذا «الإنحراف عن المتوسط»؟.

ربما كانت أسهل طريقة هي أن نذكر الفرق بين القرى ذات النسبة العالية من المراعي وتلك التي تقل فيها النسب. ففي مثالنا عن استخدام الأرض السابق ذكره نجد أن أعلى نسبة من الأرض الرعوية هي ٧٧٪ وأدناها هي ٣٤٪، ومن هنا يمكن القول بأن المدى Range يتراوح بين ٣٤٪ ـ ٧٧٪. ولكن ذلك لا يوضح لنا شيئاً عن عدد القرى التي تقرب نسبتها من المتوسطوكم عدد القرى التي تقل فيها النسبة عن المتوسط، ومن هنا نحتاج إلى مقياس لقياس إنحراف القرى عن قيمة المتوسط وبطريقة يمكن معها تحديد قيمة الأنحراف.

وعلى ذلك فإن المدى المطلق يعد أبسط مقاييس التشتت، وهو يعني ببساطة الفرق بين الحدين الأعلى والأدنى لقيم البيانات في المجموعة، وهذا المدى رغم بساطته فإنه أقل المقاييس دقة للتعبير عن وصف مجموعة بالتشتت أو بالتجانس، وذلك لأن القيم العليا أو الدنيا تكون أحياناً أكثر تطرفاً من بقية أفراد المجموعة، ولذا يلجأ الباحث إلى مقاييس أخرى للتعبير عن التشتت أو الاختلاف للتخلص من أثر القيمة المتطرفة التي تكون واضحة الشذوذ أحياناً

۲ ـ الائحراف الربيعي The Quartile Deviation :

ويعرف هذا المقياس أيضاً بنصف المدى الربيعي Range ويهدف إلى التغلب على العيب الرئيس الذي يؤثر في المدى المطلق وهمو تأثره بالقيم المتطوفة، ويتم التغلب على ذلك بترتيب القيم ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً ثم نحذف الربع الأصغر من هذه القيم والربع الأعلى منها، ونحسب المدى للقيم الباقية الأخرى، بمعنى أن نكتفي بالنصف الأوسط لمجموعة القيم وناخذ المدى الذي تقع فيه القيم الوسطى لقياس التشتت، وهذه الطريقة هي الأكثر استعمالاً.

ويمكن معرفة التشتت عن القيمة المتوسطة وقياسه بقسمة مجموع القيم إلى أربعة أقسام متساوية وتسمى كل نقطة من نقط التقسيم بالربيع، ويكون عدد النقط في هذه الحالة ثلاث: الأولى وتعرف بالربيع الأدنى وهي القيمة التي يقع أسفلها ربع المجموعة وفوقها ثلاثة أرباعها، والنقطة الثانية هي الربيع الوسيط

جدول رقم (١٣) توزيع القرى في أحد المراكز حسب الحجم السكاني (الجملة = ٧٢ قرية)

مع الصاعد	التكرار المتج		فئات الحجم السكاني	
التكرار المتجمع الصاعد	الحدود العليا	التكرار	(نسمة	
صفر	أقل من ٥٥٠٠	۲	٥٠٠٠ إلى أقل من ٢٠٠٠	
۲	أقل من ٦٠٠٠	٥	٦٠٠٠ إلى أقل من ٢٥٠٠	
V	أقل من ٦٥٠٠	٧	٦٥٠٠ إلى أقل من ٧٠٠٠	
١٤	أقل من ۷۰۰۰	٨	۷۰۰۰ إلى أقل من ۷۰۰۰	
**	أقل من ٥٠٠٧	١.	۷۵۰۰ إلى أقل من ۸۰۰۰	
44	أقل من ۸۰۰۰	۱۲	۸۰۰۰ إلى أقل من ۸۵۰۰	
٤٤	أقل من ۸۵۰۰	٩	۸۵۰۰ إلى أقل من ۹۰۰۰	
٥٣	أقل من ٩٠٠٠	٨	۹۰۰۰ إلى أقل من ۹۵۰۰	
71	أقل من ٩٥٠٠	٧	۹۵۰۰ إلى أقل من ۹۵۰۰	
٦٨	أقل من ١٠٠٠٠	٤	۱۰۰۰۰ إلى أقل من ١٠٥٠٠	
V Y	أقل من ۱۰۵۰۰			
-	***	V Y	المجموع	

Median والثالثة هي الربيع الأعلىUpper Quartile وهو القيمة التي يوجد فوقها ربع المجموعة وأسفلها ثلاثة أرباع هذه المجموعة ، وتجدر الإشارة إلى أن طريقة حساب كل من الربيعين الأدنى والأعلى تشبه تماما طريقة حساب الوسيط.

وتطبيقاً على ذلك نحسب كلا من الربيع الأدنى والربيع الأعلى في الجدول رقم (١٣) الذي يبين التوزيع التكراري لاثنتين وسبعين قرية في أحد المراكز الأدارية حسب الحجم السكاني لهذه القرى.

ویکون ترتیب الربیع =
$$\frac{\sqrt{\gamma}}{\xi}$$
 = ۱۸

الربيع الأدنى
$$= \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot (\frac{11-11}{12-11})$$

= ۰ ۰ ۰ ۲ ۲ × ۷۲۰۰ نسمة

وترتيب الربيع الأعلى $= \frac{VY}{2} \times \Psi = 30$

ر. الربيع الأعلى
$$= -9+0.0 \left(\frac{80-90}{000}\right)$$
.

= ۹۰۲۳ = ۲۳ + ۹۰۰۰ =

ومن الملاحظ أن نصف عدد القرى ينحصر تماماً بين الربيعين الأدنى والأعلى (أي الحجمين ٧٢٥ و ٩٠٦٣ و سمة)، وهذا النصف هو النصف الأوسط والأهم، لأنه لا يتأثر بالقيم المتطرفة الموجودة في نهايتى التوزيع، ولذا فان المدى الربيعي هذا (أي المدى الواقع بين الربيعين الأدنى والأعلى) كمقياس للتشتت أدق من مقياس المدى المطلق السابق ذكره، ذلك لأنه بطرح الربيع الأدنى من الربيع الأعلى ينتج المدى الربيعي وبقسمته على ٢ ينتج نصف المدى الربيعي - أو ما يسمى بالانحراف الربيعي على النحو التالي:

المدى الربيعي = ٩٠٦٣ - ٧٢٥٠ المدى

ونصف المدى الربيعي أو الانحراف الربيعي = ١٨١٣ ÷ ٢ = ٩٠٧ نسمة.

ومن الواضح أنه إذا قارنا الانحراف الربيعي (٩٠٧) وقيمة المدى المطلق ومن الواضح أنه إذا قارنا الانحراف الربيعي (٩٠٧) وقيمة المجموعة من القرى ـ نجد أن قيمتهما مختلفتان، وهذا متوقع لأنه بالرغم من أنهما يقيسان نفس الشيء لمجموعة واحدة فكل منهما مبني على أساس مختلف، ومن هنا يتحتم علينا عند مقارنة تشتت عدة مجموعات أن يكون قياس التشتت بطريقة واحدة لكل مجموعة وذلك حتى تكون المقارنة صحيحة.

والآن نحاول حساب المدى الربيعي لبيانات استخدام الأرض، وقد سبق

أن جدولنا البيانات ورتبنا القيم ترتيباً تنازلياً من الأعلى إلى الأدنى ورأينا أن الوسيطهو ٥٨٪، وبعد أن حسبنا الوسيطلل ٦٧ قيمة في مجموعة البيانات نقسم بعد ذلك ال٣٣ رقماً الأولى إلى قسمين متساوين ومن ثم تكون القيمة التي رقمها الا في القائمة هي الربيع الأعلى (٦٢٪)، وبنفس الطريقة نجد أن الربيع الأدنى هو ٥٢٪، ويكون المدى الربيعي على ذلك = ١٠٪ (٦٢٪ - ٢٥٪).

وجدير بالذكر في هذه المناسبة أن طريقة تقسيم مدى مجموعة البيانات إلى ربيعات هي إحدى الطرق العامة المستخدمة في تقسيم المدى إلى أكبر عدد من الأجزاء التي يمكن أن تكون ضرورية لتوضيح أية فكرة نريدها، فإذا كان هناك عشرة أقسام مثلاً تكون النتيجة أننا حسبنا العُشر، وإذا كانت ثمانية نكون قد حسبنا الثُمن، وإذا كانت ستة نكون قد حسبنا السدس وهكذا. وطريقة التقسيمات الجزئية هذه تفيد هي الأخرى في وصف انتشار القيم في مجموعة البيانات (١).

٣ ـ الانحراف المتوسط Mean Deviation :

سبق القول أن مقاييس التشتت تقوم على أساس مدى تباعد القيم عن بعضها فإذا كانت القيم قريبة من بعضها فإنها تكون مركزة (متجمعة) حول قيمة في الوسطوكلما كانت مبعثرة _ كلما تباعدت عن هذه القيمة _ وعلى ذلك فمن الممكن أن نحسب مقياساً للتشتت على أساس الفروق بين القيم المختلفة وقيمة متوسطة معينة مثل المتوسط الحسابي والوسيط.

ولكن في ضوء ما هو معروف من أن مجموع إنحرافات القيم عن متوسطها الحسابي يساوي صفراً «وذلك لأن مجموع الانحرافات الموجبة عن المتوسط يساوي مجموع الانحرافات السالبة عنه» ومن ثم لا يجدي إستخدام المجموع الجبري لهذه الانحرافات لأنه دائما صفر لأي مجموعة من القيم، ولذا لا نستطيع أخذ مجموع الانحرافات عن المتوسط الحسابي كمقياس للتشتت، وحتى يمكن إجراء ذلك فلا بد من التخلص من الإشارات - فنجمع الانحرافات دون اعتبار

⁽¹⁾

لإشاراتها ثم نفسم المجموع على عدد القيم فنحصل بدلك على مقياس للتشتت يعرف بالانحراف المتوسط.

وكمثال على ذلك فإنه لحساب الانحراف المتوسط في البيانات القليلة نقوم أولاً بحساب المتوسط الحسابي لها ثم نحسب الفرق بين هذا المتوسط وبين كل قيمة من قيم البيانات _ ونوجد مجموع هذه الفروق _ دون النظر لإشارتها _ وبقسمة هذا المجموع على عدد القيم ينتج الانحراف المتوسط.

مثال:

في مجموعة البيانات الخاصة بالسن ٣، ٧، ١١، ١٥، ١٩، يكون المتوسط الحسابي ٥٥ = ١١ سنة.

قتكون انحرافات القيم عن المتوسطهي ـ Λ ، ـ ٤، صفر، + ٤، + Λ وبأهمال الإشارة السالبة يكون الانحراف المتوسطهو:

نسة
$$\xi$$
 , $\Lambda = \frac{\Lambda + \xi + \cdot + \xi + \Lambda}{\sigma}$

وكما سبق القول أنه إذا وضعنا ذلك في صيغة جبرية فإنها تكون على النحو التالي

حيث ح هي الانحراف عن المتوسط الحسابي، ويرمز الخطان الرأسيان إلى أن الانحرافات تؤخذ بدون إشاراتها الجبرية «أي الانحرافات المطلقة» ومجه هي المجموع و ن عدد القيم.

ولكن تزداد الصعوبة قليلا إذا أردنا حساب الانحراف المتوسط من جدول يمثل توريعاً تكرارياً حيث يتم ذلك بالخطوات التبالية

ا _ "حسب المتوسط الحسابي بالطريقة التي سبق الإشارة إليها

ب . " نُحسب القيم العدديه فقط للانحرافات وهي التي سبق أن أشرنا اليها

بالرمز إح | وذلك بطوح المتوسط الحسابي من كل مراكز الفئات بالجدول دون اعتبارات للإشارات.

جـ ـ نوجد حاصل ضرب تكرار كل فئة في إنحراف مركز الفئة مع إهمال الإشارات، أي $|z| \times 2$.

د- نجمع هذه الانحرافات ونقسم الناتج على عدد التكرارات.

ويبين الجدول رقم (١٤) تطبيق هذه الخطوات وذلك على أساس أن المتوسط الحسابي للحجم السكاني للقرى هو ٨١٤٦ نسمة.

جدول رقم (١٤) الانحراف المتوسط لتوزيع القرى في أحد المراكز حسب الحجم السكاني لهذه القرى

حاصل الضرب (ح) × (ك)	الانحرافات العددية (ح)	مراكز الفثات (س)	التكرار (ك)	فئات الحجم (۱۰۰ نسمة)
1993	7447	٥٧٥٠	۲	٦٠_٥٥
984.	1897	770.	•	٦٥_٦٠
4	1447	7/0.	٧	V70
۸۲۱۷	۸۹٦	VY0.	٨	Y0_V*
497.	497	٧٧٥٠	١.	۸٠-٧٥
1781	١٠٤	۸۲٥٠	17	۸۰_۸۰
0847	٦٠٤	۸۷۵۰	٩	440
۸۸۳۲	11.8	940.	٨	90_9.
11777	17.5	940.	٧	1 90
٨٤١٦	41.8	1.70.	£	1.0-1
V • 444 Y		ma _k	٧٢	الجميلة

فيكون الانحراف المتوسط $\frac{V \cdot \Psi \Psi \Psi}{V \cdot V} = \Psi \Psi$ نسمة

£ _ الانحراف المعياري Standard Deviation :

سبق القول بأن حساب التشتت بواسطة الانحراف المتوسط يعتمد على استخدام انحرافات القيم عن أحد متوسطاتها وهو في الغالب المتوسط الحسابي، وذلك بعد التخلص من الإشارات السالبة بوسيلة ما، واستخدمت في ذلك أبسط الوسائل وهي إهمال هذه الإشارات تماماً.

إلا أن هناك وسيلة أخرى للتخلص من الاشارات السالبة ، وذلك بتربيع الانحرافات فتصير كلها موجبة ، [لعلنا جميعاً نتذكر الأوليات الرياضية من أن زائلا في زائلا يساوي زائلا ، $(+\times+=+)$ وأن ناقص في ناقص يساوي زائلا ، $(-\times-=+)$ وعلى ذلك إذا ضربنا كل رقم في نفسه _ أي ربعناه _ فإننا سنحصل دائماً على نتيجة موجبة ، [مثال + $7 \times + 7 = +7$ ، $-7 \times -7 = +7$ وهكذا] وبعد تربيع الانحرافات نضرب تكرار كل فئة في مربع انحرافها ونجمع حواصل المضرب ثم نقسم المجموع على التكرار الكلي فنحصل بذلك على الانحراف التربيعي نقسم المتوسط أو يسمى بالتباين Variance ، فإذا أخذنا الجذر التربيعي لهذا التباين نحصل بذلك على الانحراف المعياري وهو أدق مقاييس التشتت المستعملة في الواقع .

فعلى سبيل المثال إذا أردنا حساب التباين والانحراف المعياري من مجموعة قيم صغيرة كأعمار خمسة أشخاص مشلاً وهي: ٣، ٧، ١١، ١٥،

فيكون المتوسط الحسابي للمجموعة ١١ سنة.

والانحـراف عن المتوسـط هو ٨٠، ٤٠، ٠، ٤، ٨.

ومربع هذه الانحرافات يكون ٦٤، ١٦، ١٠، ١٦، ٦٤.

ويكو التباين هو 17 + ١٦ + ٠ + ١٦ + ١٤ = ٣٢ سنة .

والانحراف المعياري هو ﴿٣٢ = ٦,٥ سنة ويمكن تحويل ذلك إلى صيغة جبرية على النحو التالي:

$$3 = \sqrt{\frac{\sqrt{(m-m)^{2}}}{\sqrt{1+m^{2}}}}$$

حيث: ع = الانحراف المعياري

س = القيم المعطاة

سَ = المتوسط الحسابي

ن = عدد القيم

أي أن الانحراف المعياري هو ببساطة الجذر التربيعي لمتوسط مربعات انحرافات القيم عن متوسط الحسابي، وبديهي أن سبب حساب الجذر التربيعي للحصول على الانحراف المعياري - أنه بعد تربيع الانحرافات فلا بد من إرجاعها إلى وحداتها الأصلية بعد التربيع ويكون ذلك بأخذ الجذر التربيعي لها حتى يكون التشتت بذلك مقيساً بنفس وحدات القيم الأصلية.

وعلى ذلك فإن الأساس في حساب التباين والانحراف المعياري هو تربيع الانحرافات عن المتوسط، وبطريقتنا الاختزالية كما سبق القول تصبح صيغة التباين هي:

ومن الضروري في حساب التباين أن نجدول قبل كل شيء الانحرافات المفردة (كما يبدو من الجدول رقم ١٥ عمود ٢) ثم نربعها (نفس الجدول عدد ٣) ثم نجمعها ونطبق الصيغة المذكورة، وبالتطبيق على بيانات استخدام الأرض يكون التباين هو: (راجع جدول ١٥)

$$V1, YY = \frac{\xi VV1, VV}{7V} = \frac{V(\dot{v} - \dot{w})}{\dot{v}}$$

جدول رقم (١٥) حساب التباين والانحراف المعياري (بيانات أصلية من الجدول رقم ١)

			1 4 - 4	,		••/	·	
عمود ۳	عمود ۲	عمودا	عمود ۳	عمود ۲	عمود ۱	عمود ۳	عمود ۲	عمود ۱
(س-س)	(س ــ س)	س	(س-س)	(س - س)	س	(س – س)	(س-س)	س
۸, ٤١	Y, 9 -	οį	4 41	w (,	4	4.4.1	.	vv
1			4,71	۳,۱+	٦.	2.8,.1	Y•, \ +	1
۸,٤١	٧,٩-	٥٤	٤,٤١	۲,۱+	٥٩	477,31	14,1+	Yo
10, 71	۳,۹	۳٥	٤,٤١	۲,۱+	٥٩	YYA,•1	10,1+	V Y
78, 1	٤,٩-	٥٢	٤, ٤١	۲,1+	٥٩	171,71	14,1+	٧٠
72, 1	٤,٩-	04	1, 11	1,1+	٥٨	171,71	14,1+	٧٠
72, 1	٤,٩-	04	1, 41	1,1+	٥٨	127, 21	17,1+	79
72 1	٤,٩-	٥٢	1, 71	1,1+	٥٨	174, 71	11,1+	٦٨
27,71	٦,٩-	٥٠	1, 71	1,1+	۸۵	174, 71	11,1+	٦٨
\$7,71	٦,٩-	٥٠	1, 71	1,1+	٨٥	AY, A1	9,1+	77
٤٧,٦١	٦,٩-	٥٠	1,71	1,1+	٥٨	70,71	۸,۱+	٦٥
27,71	٦,٩-	٥٠	1, 71	1,1+	۸۵	70,71	۸,۱+	70
٤٧,٦١	۳,۹-	٥٠	1,71	1,1+	٥٨	0.,21	٧,١+	78
74,41	۸,۹-	٤٨	٠,٠١	•,1+	٥٧	0, 1	٧,١+	٦٤
74,71	۸,٩-	٤٨	٠,٨١	.,4-	07	۳۷, ۲۱	۹,۱+	74
74, 71	۸,۹-	٤٨	٠,٨١	٠,٩-	07	47, 11	٦,١+	78
121,71	11,4-	80	٠,٨١	٠,٩-	٥٦	77, . 1	0,1+	77
121,71	11,4-	20	٠,٨١	٠,٩-	٥٦	77, . 1	0,1+	٦٢
777, 1	18,9 -	24	٠,٨١	٠,٩-	20	17,41	٤,١+	71
447, -1	19,9 -	۳۷	٠,٨١	٠,٩-	٥٦	17,41	٤,١+	71
18,573	4.,4 -	٣٦	٣,٦١	1,4-	٥٥	17,41	٤,١+	71
045,51	YY, 4 ~	٣٤	۸,٤١	Y,4 -	01	17,41	٤,١+	71
			۸,٤١	Y,4 -	0 8	17,71	٤,١+	71
			۸,٤١	Y, 4 -	01	17,71	٤,١+	71
	,		£VV1,V1	ا – سُ)۲ = /	اــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	l		
				, •				

Toyne P. and Newby P., Techniques in Human Geography, London, 1984, p. 41. اللصدر

والانحراف المعياري نشير إليه في الغالب بحرف اغريقي صغير هو (س) وباللغة العربية بالحرف ع. وباستخدام مثال استخدام الأرض مرة أخرى فإن:

وطالما أن التباين هو مربع الانحراف المعياري، وحيث أن الانحراف المعياري يرمز له بالحرف ع فإننا يمكن أن نتخذ ع كعلاقة على التباين، وكما يلاحظ في مثال استخدام الأرض فإن عدد العمليات الحسابية الضرورية لإيجاد كل من ع و ع كثيرة نوعاً، والجزء المتعب من هذه الحسابات هو في إيجاد الانحراف المفرد ثم تربيعه وبعد ذلك جمع الناتج، ومن حسن الحظ أننا يمكن أن نعالج المعادلة جبرياً لتقليل الحسابات المطلوبة وهذه المعادلة المنقحة هي:

$$3^{\vee} = \frac{n + n - m^{\vee}}{i} - m^{\vee}$$

وتبدو كالعادة ـ بعض الصعوبة إذا حسبنا الانحراف المعياري من بيانات جدول توزيع تكراري، وفي هذه الحالة يكون من الأفضل اختيار وسط فرضي بدلا من الوسط الحقيقي لتسهيل عمليات الحساب، ثم نحسب الانحرافات عن هذا الوسط الفرضي ونربعها ونوجد متوسطها بعد ذلك، وهذا يعني أننا طرحنا مقداراً ثابتاً من مراكز الفئات فيكون الانحراف المعياري للانحرافات (أي القيم بعد طرح الوسط الفرضي منها) هو نفسه الانحراف المعياري لمراكز الفئات الأصلية.

ويتم حساب الانحراف المعياري باستخدام المعادلة الآتية:

ويبين الجدول رقم (١٦) خطوات استخراج الانحراف المعياري من جدول التوزيع التكراري لقرى أحد المراكز البالغ عددها ٧٧ قرية حسب حجمها السكاني.

جدول رقم (١٦) الانحراف المعياري لتوزيع القرى في أحد المراكز حسب الحجم السكاني لهذه القرى

ح × × ك	حاصـــل ضرب ك×ح	انحرافسات س عن الوسط الفرضي (٥, ٨٢) ح	مراكز الفئات س	التكرار ك	فثات الحجم
170.	۰۰ –	70 -	٥٧,٥	۲	700
7	1	٧	٦٢,٥	0	70_7.
1040	1.0-	10-	۵۷,۵	٧	٥٦ _ ٧٠
۸۰۰	۸۰ -	1	٧٢,٥	٨	Y0 Y.
70.	0 -	0 -	٧٧,٥	١.	۸۰۷٥
صفر	صفر	صفر	۸۲,٥	17	۸۰ ـ ۸۰
440	٤٥	٥	۸٧,٥	4	۹۰_۸۰
۸۰۰	۸۰	١٠	44,0	٨	90_9.
1670	1.0	10	44,0	٧	140
17	۸۰	٧٠	1.7,0	٤	1.0-1
1	Vo -	Annah		٧٢	المجموع

$$\frac{\sqrt{VO^{-}}}{VY} - \frac{1 \cdot VO}{VY} = \varepsilon$$

$$= \sqrt{(\frac{VO^{-}}{VY}) - \frac{1 \cdot VO}{VY}} = \sqrt{(\frac{VO^{-}}{VY}) - \frac{1 \cdot VO^{-}}{VY}} = \sqrt{(\frac{VO^{-}}{VY}) - \frac{1 \cdot VO}{VY}} = \sqrt$$

مثال آخر:

إذا أردنا حساب الانحراف المعياري للسن في مجموعة من الأشخاص عددها ١٠٠ نسمة مثلا تتوزع أعمارها تكرارياً على النحو التالي:

س' × ك	حاصل ضرب س×ك	مراكز الفثات س	عدد السكان ك	فثات السن
۲٥,٠٠	١٠,٠	۲,٥	٤	أقل من ٥
0 • 7 , 70	٦٧,٥	٧,٥	٩	١٠_ ٥
۸۵۵۰,۰۰	٥٧٠,٠	10,.	۳۸	۲۰۱۰
444	99.,.	٣٠,٠	44	٤٠_٢٠
£ • • • • , • •	۸۰۰,۰	٥٠,٠	١٦	٠ \$ فأكثر
٧٨٧٨١,٢٥	7277,0		١	

فيكون الانحراف المعياري للسن إذن:

$$= \sqrt{\frac{1, 1, 1, 1}{1, 1}} = \sqrt{\frac{1, 1, 1, 1}{1, 1}} =$$

ويلاحظ أن تطبيق معادلة الانحراف المعياري السابقة الـذكر وهـي:

لا يتطلب إلا حسابات قليلة ، ذلك لأن كل تكرار مفرد يتم تربيعه ثم نحصل على مجموع مربعات هذه القيم ونحسب متوسطها الحسابي، ثم نطرح مربع متوسط التكرار فنحصل على التباين وبالحصول على الجذر التربيعي له نحصل على الانحراف المعياري.

وقد يكون في المثال الذي يوضحه الجدول رقم (١٧) تطبيقا على ذلك، فنفرض أن دراسة أجريت على مجال نفوذ مدينة ما، ودرسنا خدمات القطار بين تلك المدينة والمدن المجاورة، ولنفرض أنه في مثل هذه المدن المجاورة ٢٥ مدينة تتم خدمتها، وأن عدد القطارات اليومية لكل من هذه المدن يختلف كما هو مبين بالعامود الثاني من الجدول رقم (١٧)، وبعملية حسابية بسيطة يمكن إيجاد متوسط عدد القطارات في اليوم الواحد بين المدينة _ تحت الدراسة _ وأي مدينة مجاورة و وجد أنه ٢، ٩ قطارا في اليوم (٧٤ ÷ ٢٠ = ٢، ٩ قطارا).

جدول رقم (١٧) حساب الانحراف المعياري لعدد القطارات اليومية بين مدينة مركزية ومدن مجاورة باستخدام طريقتين لذلك

الطريقة الثانية	ة الأولى	الطريقة الأولى		
مربع التكرارات	مربــع الانحرافات	الانحرافات	عدد القطارات	المدن المجاورة
(س))	(س - س)۲	(س – س)	يومياً (س)	
١	٧٣,٩٦	۸,٦-	١	١
٤	٥٧,٧٦	٧,٦-	۲	۲
9	٤٣,٥٦	7,7-	٣	٣
9	٤٣,٥٦	٦,٦ -	٣	٤

تابع جدول رقم (۱۷)

· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·			<u> </u>	T
17	٣١,٣٦	۰,٦-	٤	٥
70	71,17	٤,٦-	٥	٦
44	14,47	٣,٦-	٦	٧
77	17,97	۳,٦-	٦	٨
٦٤	٧,٥٦	١,٦-	٨	٩
7.5	7,07	١,٦-	٨	١٠
71	۲,٥٦	١,٦-	٨	11
1	٠,١٦	٠,٤+	١.	۱۲
١	٠,١٦	٠,٤+	١.	14
١	٠,١٦	٠,٤+	١٠	١٤
١	٠.١٦	٠,٤+	١٠	١٥
171	1,47	۱,٤+	11	١٦
171	١,٩٦	١,٤+	11	17
1 £ £	0, ٧٦	Y, £ +	۱۲	١٨
1 £ £	0,77	۲,٤+	١٢	19
197	19,47	٤,٤+	١٤	٧٠
770	79,17	ø, ŧ +	10	71
440	79,17	0, 2 +	10	77
PAY	٥٤,٧٦	Y, £ +	17	74
771	۸۸,۳٦	٩,٤+	١٩	7 2
٤٠٠	١٠٨,١٦	۱۰,٤+	٧٠	70
3097	700,00	144	71.	المجموع

ومن الواضح أن هناك مدنا يقل عدد القطارات إليها عن هذا المتوسط قلة واضحة وأخرى يزيد عدد القطارات عنه زيادة كبيرة ، ولذا فمن المفيد حينئذ معرفة

انتشار القيم حول هذا المتوسطوأحسن المقاييس لمعرفة ذلك كما سبق أن ذكرنا هو الانحراف المعياري.

ويبين الجدول طريقتي حساب الانحراف المعياري، فتم حساب التباين على الجانب الأيمن من هذا الجدول _ بالمعادلة الأولى التي سبق ذكرها من قبل وهي:

التباین =
$$\frac{\Delta - (m - m)^{\top}}{c}$$
 الطریقة رقم (۱)

أما على الجانب الأيسر فقد تم استخدام المعادلة التالية

التباین =
$$\frac{مج س^*}{\dot{\upsilon}}$$
 سَن الطریقة رقم (۲)

وكما هو موضح تعطى كلتاهما نفس قيمة التباين أي ٢٦,٠ وبذلك يكون الانحراف المعياري في كل حالة ١,٥

$$\frac{\Delta v}{\dot{v}} = 11.7 + 11.7$$
 $\frac{\Delta v}{\dot{v}} = \frac{v}{\dot{v}}$
 $\frac{\Delta v}{\dot{v}} = \frac{v}{\dot{v}}$

$$\tilde{u} = \frac{v_{-} - v_{-}}{v_{-}} = \frac{v_{-} - v_{-}}{v_{-}} = v_{-} = v_{-}$$

وقد تم تجميع هذه البيانات وتبويبها في فشات كما هو متبع في إعداد الجدول التكراري (الهستوجرام)، وذلك مع إبقاء المدى المطلق للقيم في أي فئة صنغيراً حتى يقل مدى الخطأ الناتج عن التعميم والناتج بدوره عن اتساع الفئات

التكرارية، ويبين الجدول رقم (١٨) ذلك ومنه يتضح أننا نختصر البيانات المطولة ونستخدم بدلا منها أرقاماً بسيطة وصغيرة، وقد افترضنا قيمة متوسطة قريبة من المتوسط الحسابي الفعلي.

جدول رقم (١٨) حساب الانحراف المعياري من البيانات المبوبة التي تبين عدد القطارات في اليوم بين مدينة مركزية ومدن مجاورة

ح'×ك	حاصــل ضرب ح × ك	انحراف س عن الوسط الفرضي (۱۱,٥)	مراكز الفئات س	التكرار ك	الفئات
۲٠٠	Y · -	١٠-	١,٥	۲	۲ - ۱
197	Y£ -	۸ -	٣,٥	٣	٤ - ٣
1.1.4	۱۸ -	٦ -	0,0	٣	٦_0
٤٨	17-	٤ -	٧,٥	٣	۸_ ۷
١٦	۸ -	۲ –	٩,٥	٤	١٠ ٩
صفر	صفر	صفر	11,0	٤	17-11
٤	۲	۲ +	14,0	١	18-14
44	٨	٤ +	10,0	۲	17-10
47	٦	٦ +	۱۷,٥	١	14-14
١٢٨	١٦	۸+	19,0	٣	Y - 19
V7.2	o• -			70	المجموع

والانحراف المعياريع =
$$\sqrt{\frac{مج - 5'' + 1}{0'} - (\frac{مج - 5''}{0'})'}$$

وهي نفس النتيجة السابقة من البيانات التفصيلية في الجدول السابق.

ونتيجة ذلك كله أن الانحراف المعياري من مقاييس التشتت الدقيقة ، وهو يفيدنا في معرفة مدى تجانس مفردات المجموعة ، فإذا كان الانحراف المعياري كبيراً دل ذلك على شدة تشتت أفراد المجموعة وبالتالي على قلة تجانسها ، كما أن صغر الانحراف المعياري يدل على ضآلة تشتت مفردات المجموعة وبالتالي على زيادة تجانسها ، أي أن مدى تجانس مفردات المجموعة يتناسب عكسياً مع قيمة الانحراف المعياري لها .

الصورة الإجمالية:

من الواضح الآن أن المتوسطات ومقاييس الانحراف ضرورية لأي وصف إجمالي شامل للبيانات، فصحيح أن نقول ببساطة أن متوسط مساحة الأرض الرعوية في منطقة الدراسة هو ٥٧٪، ولكن إذا أوضحنا أيضا في هذا المجال مدى الانحراف عن هذا المتوسط فلا شك أن ذلك سيكون له معنى أكثر، وعلى ذلك فإن الصورة الإجمالية لمجموعة البيانات التي وردت في الجدول رقم (١) يمكن الوصول إليها إذا قلنا أن المتوسط هو ٥٧٪ والانحراف المعياري هو ٤٤٨٨.

وإذا استطعنا أن نربطبين هذين الرقمين معاً في شكل نسبة معينة فإننا بذلك نعبر بمقياس واحد عن مدى التغير الكلي في مجموعتنا البيانية. كذلك هناك ظاهرات معينة ترتبط بالمتوسط الحسابي والانحراف عن هذا المتوسط، أبرزها ما يعرف بالتوزيع المعتدل الذي يتصف بخصائص مميزة تهمنا كثيراً في دراستنا التالية.

أ- المقاييس المترابطة:

سبق القول بأنه لمعرفة مدى التشابه أو الاختلاف في شكل التوزيع بين مجموعتين من القيم فإنه ينبغي المقارنة بين متوسطيها أولاً ثم بين تشتتيهما بعد ذلك وذلك باستخدام أنواع من المتوسطات ومقاييس التشتت أو الانحراف ولكن لوحظ أن كل هذه المقاييس تكون في النهاية قيماً مطلقة من نوع القيم الأصلية المستنتجة منها (مثل عدد البوصات من الأمطار أو عدد الأطنان من خام الحديد أو عدد السكان أو عدد سنوات عمر الفرد وغير ذلك)، ومن الطبيعي أن تختلف وحدات سذه المقاييس من مجموعة بيانات إلى مجموعة أخرى، ولا تصلح مقارنة المتوسطات أو التشتست إلا بين المجموعات ذات النوع الواحد من البيانات، أما غير ذلك فلا تكون المقارنة صحيحة حيث لا يكون من المعقول مثلاً أن نقارن متوسط الدخل السنوي لعدد معين من السكان بتوزيعهم العمرى حيث ستكون المقارنة حينذاك بين مقدار الدخل وعدد السنوات للفرد الواحد، وحتى تكون المقارنة سليمة فينبغي استخدام نفس الوحدات في الحالتين أو الاستغناء عن الوحدات تماماً باستخدام أعداد مجردة خالية من الوحدات. ونحصل على مثل هذه الأعداد بقسمة عددين من نوع واحد، أي من نفس الوحدات أحدهما على الآخر، فنقسم مقاييس التشتت على أقرب المتوسطات إليه في طبيعته ونضرب الناتج في ١٠٠٪ لنحصل على مقياس نسبي للتباين أو الاختلاف

ولدينا الآن مقياسان يربطان معاً المتوسطات ومقاييس التشتت، أولهما يعتمد على الوسيط والربيع، فإذا عبرنا عن ذلك كنسبة مئوية بأن نقسم المدى الربيعي على قيمة الوسيطونضرب الناتج في ١٠٠ فإننا نحصل على ما يعرف بدليل التغير Index of Variability وصيغته كالتألى:

وفي حالة بياناتنا عن استخدام الأرض في منطقة الدراسة فإن دليل التغير =

$$\frac{1}{1}$$

أما المقياس الثاني فيمكن الحصول عليه بطريقة مماثلة تماماً حيث يعتمد على العلاقة بين الانحراف المعياري والمتوسط. ويسمى هذا المقياس بمعامل الاختلاف Coefficient of Variation ويرمز إليه بالرمز (م) وصيغته كالتالي:

وبالتعويض في بيانات استخدام الأرض في هذه المعادلة نحصل على:

$$\frac{1}{1}$$
, $\frac{1}{1}$,

والآن ماذا يعنيه هذان المقياسان؟ .

من الواضح أن الانحراف المعياري للقيم إذا كان منخفضاً فإن قيمة (م) ستكون منخفضة هي الأخرى. والعكس صحيح إذا كان الانحراف المعياري أكبر فإن م ستكون أكبر هي الأخرى. وطالما أن الانحراف المعياري هو مقياس لمتوسط مقدار الانحرافات عن الوسط الحسابي فيترتب على ذلك أن هذه القيمة إذا كانت كبيرة فمعنى ذلك أن كثيراً من القيم (المتغيرات) ستكون بعيدة عن المتوسط (أي أن الأرقام تكون مشتتة بدرجة كبيرة)، ومن ناحية أخرى إذا كان الانحراف المعياري صغيراً بالنسبة للوسط الحسابي فلن تكون الأرقام مشتتة _ أي ستكون قريبة من قيمة الوسط وعلى ذلك كلما كانت قيمة م صغيرة كلما كان المجتمع الإحصائي قريباً من الوسط الحسابي، وفي هذه الحالة _ كما سبق أن ذكرنا في أشكال المنحنيات _ سيكون التوزيع مدبباً حول الوسط (التوزيع المدبب)، وبمعنى آخر فإن قيمة م تقيس درجة الالتواء.

ب ـ التوزيم المعتدل The normal Distribution

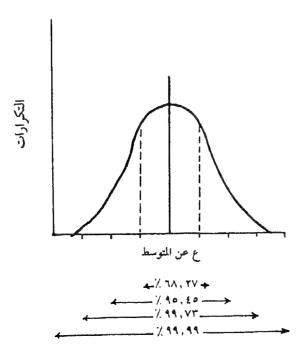
مما سبق يمكن القول بأن المتوسط والانحراف المعياري معاً يصف ان الشكل الإجمالي للتوزيع التكراري أو المنحنى التكراري، وقد سبقت الإشارة إلى أن المنحنيات التكرارية تميل إلى اتخاذ أشكال ذات خصائص مميزة وأبرزها النوع المماثل

أو ما يعرف بمنحنى التوزيع المعتدل. (يشار إليه أحياناً باسم توزيع جاوس نسبة إلى مكتشفه كارل جاوس).

والتوزيع المعتدل هو توزيع يأخذ شكل منحنى ذي قمة واحدة ويمتد طرفاه (ذيلاه) إلى ما لا نهاية (أي يقترب طرفاه من القاعدة ولكنهما لا يلتقيان معها) كما أن التوزيع يشبه الناقوس (الجرس) ولذلك يسمى أحياناً بالمنحنى الناقوسي.

ومن الشكل رقم (١٣) يتبين أن المنحنى متاثل حول المستقيم الرأسي المار بالقمة، ونقطة تقاطع هذا المستقيم مع محور (س) تنطبق على المتوسطات الثلاثة (الوسط الحسابي والوسيط والمنوال)، ومن الواضح أن قيم هذا التوزيع تتركز عند المركز وتقل تدريجياً في اتجاه كل من الطرفين وعلى ذلك يمكن القول بأن المنحنى المعتدل يتصف ببعض الخصائص المهيزة أبرزها:

شكل رقم (١٣) التوزيع المعتدل



١ أن التوزيع يتاثل تماماً حول قيمة الوسط.

٢ ـ أن أقصى إمتداد للمنحنى سيكون غالباً ضمن مسافة ± أربع انحرافات معيارية من قيمة الوسط، ولكن هذا الأمر لا يتحقق دائماً في الواقع، ولذا نقول بأن ٩٩, ٩٩٪ من مفردات المجموعة ستكون واقعة ضمن هذه المسافة، وبذلك تترك فرصة لأية حالة (من كل ١٠,٠٠٠) قد تقع أبعد من هذه المسافة، وبمعنى آخر يمكننا القول بأن مفردات المجموعة باحتمال هذه المسافة، وبمعنى آخر يمكننا القول بأن مفردات المجموعة باحتمال ٩٩,٩٩٪ ستقع ضمن مدى ٤ع (٤ انحراف معياري) من الوسط.

٣ - وبنفس الطريقة وجد أن:

٦٨, ٢٧٪ من المفردات تقع ضمن مسافة ± انحراف معياري واحد من الوسط.

٩٥, ٥٠٪ من المفردات تقع ضمن مسافة \pm Υ انحراف معياري عن الوسط. Υ من المفردات تقع ضمن مسافة \pm Υ إنحراف معياري عن الوسط.

وبمعنى آخر فإن المساحة المحدودة بالمنحنى التكراري المعتدل يمكن تقسيمها إلى ثلاثة قطاعات: القطاع الأول ويشمل 74, 74, من مجموع التكرارات وقيمة كل تكرار لا يختلف عن الوسط الحسابي للتوزيع من الحد الأقصى إلا بمقدار الانحراف المعياري سواء بالزيادة أو بالنقص، (سَ ع، سَ +ع). أما القطاع الثاني فيشمل 93, 90, من مجموع التكرارات وقيمة كل تكرار منها لا يختلف عن الوسط الحسابي للتوزيع في الحد الأقصى إلا بمقدار ضعف الانحراف المعياري سواء بالزيارة أو بالنقص (س - 74). والقطاع الثالث يشمل 74, 75, أي تقريباً مجموع التكرارات التي لا يمكن أن تختلف قيمة كل بكرار منها عن الوسط الحسابي إلا بمقدار ثلاثة أمثال الانحراف المعياري سواء بالزيادة أو بالنقص (س - 79).

وبذلك نستطيع القول أنه قلما نجد تكراراً واحداً في التوزيع التكراري المعتدل تختلف قيمته عن الوسط الحسابي للتوزيع إلا بمقدار ٣ ع سواء بالزيادة أو بالنقص (شكل ١٣) وبهذا المنطق يمكننا القول أنه في التوزيع المعتدل نجد أن:

مفردات المجموعة أو التكرارات تقع ضمن مدى ± انحراف معياري واحد عن الوسطوذلك باحتمال قدره ٦٨٪.

ـ المفردات تقع ضمن مدى ± ٢ انحراف من الوسطوذلك باحتمال قدره ٩٠٪.

المفردات تقع ضمن مدى $\pm \%$ انحراف معياري عن الوسطوذلك باحتمال قدره 9.9%.

وقد قربنا أرقام الاحتمالات وذلك للاختصار.

ويفيدنا الانحراف المعياري في معرفة مدى تجانس مفردات المجموعة فإن كبر الانحراف المعياري دل ذلك على شدة تشتت مفردات المجموعة، وبالتالي على قلة تجانسها. وإن صغر الانحراف المعياري دل ذلك على ضآلة تشتت مفردات المجموعة وبالتالي على زيادة تجانسها، أي أن مدى تجانس مفردات المجموعة يتناسب عكسياً مع قيمة الانحراف المعياري لها(۱).

وهذه في الواقع هي المبادىء التي تكون حجم العينات التي تؤخذ في أية دراسة كما سنرى، كما تمثل خلفية لفهم بعض المشكلات ومدى الثقة في بيانات معينة، وعلى ذلك ينبغي أن تكون هذه المبادىء مفهومة جيداً حيث يعتمد الكثير من التحليل الإحصائي عليها.

⁽١) حسن محمد حسين: البحث الإحصائي، أسلوبه وتحليل نتائجه، الطبعة التاسعة، دار النهضة العربية، القاهرة، ١٩٦٤، ص ١٣٠.

الفص ل انخامِس المعتاديّات



يهتم الجغرافي في دراسته بإجراء المقارنات بين الظاهرات المختلفة حيث تمثل عبالاً هاماً لإبراز أوجه التشابه والاختلاف. وتلك خطوة أساسية لتحليل الظاهرات الجغرافية وتعليلها. وهناك ثلاثة أنواع من المقارنات للوصول إلى هذه الغاية وهذه الأنواع هي(١):

١ _ المقارنات الوصفية البحتة:

وهذه أبسطأنواع المقارنات، ويتميز الجغرافيون بصفة عامة بإجراء المقارنات الوصفية البسيطة في دراستهم، فكثير من الكتابات الجغرافية تتضمن مقارنة بين إقليمين مختلفين أو أكثر سواء من نواحيها الطبيعية أو الحضارية، وقد ظهرت بعض من أعظم الكتابات الجغرافية تحت اسم «الجغرافيا الإقليمية المقارنة» وسنتناول هذا النوع من المقارنة بعد قليل.

٢ _ المقارنات الاستنتاجية التفسرية:

وهذا النوع من المقارنات هو الذي نجريه لكي نفسر بعض الخصائص التي سبق شرحها ثم استنتاج الحقائق الكامنة بعد ذلك، فعلى سبيل المثال إذا أجرينا دراسة عن مستوى أداء الطلاب في امتحان ما فيتعين علينا أن نفسر أولاً لماذا حصل كل طالب على درجة معينة، ولن يتأتى ذلك إلا إذا أخذنا في الاعتبار

⁽١) راجع:

كل العوامل التي قد نراها هامة وراء توزيع الدرجات التي حصل عليها الطلاب، وذلك هو الجزء الصعب من الدراسة ذلك لأن علينا آنذاك أن نفكر بعناية شديدة في كل العوامل الممكنة التي قد يكون لها تأثير في ذلك، وفي هذا المثال بالذات قد نرى أنه من بين العوامل: أ- مستوى الذكاء، ب - الخلفية الاجتماعية، ج - ميل الطالب للعمل والدراسة. وكل من هذه العوامل الثلاثة ذو أثر فعال فيا يعرف بالمتغيرات التابعة ذلك لأن أداء الطالب في الامتحان يعتمد عليها. وبعد ذلك علينا أن نختبر إلى أي مدى كانت هذه المتغيرات التابعة مرتبطة بالأداء في الامتحان، وهنا نقارن أداء كل طالب في الامتحان برتبته بالنسبة لكل من هذه المتغيرات التابعة، وعلى ذلك نقارن درجات الامتحان بما يلي:

أ_ ترتيب الطالب حسب مستوى الذكاء.
 (باستخدام اختبارات الذكاء).

ب ـ ترتيب الطالب حسب حالته الاجتاعية . (باستخدام مقياس ما للدلالة على ذلك) .

جـ ـ ترتيب الطالب حسب ميله للدراسة. (باستخدام مقياس ما للدلالة على ذلك).

وبعد أن نجري هذه المقارنات يصبح في مقدورنا أن نوضح كيف أثرت هذه المتغيرات التابعة ـ وبالتالي يمكن أن نستنتج ما هو العامل الأكثر أهمية في تفسير مستوى الأداء الذي تحقق في الامتحان.

ومن الواضح أننا إذا أردنا إجراء دراسة ذات قيمة لتوجب علينا أن نسأل عن أسباب هذا الاختلاف في نسبة الأراضي الرعوية. وكها هي الحال في المثال

السابق عن مستوى الأداء في الامتحان، فإننا نحتاج إلى فرز وتصنيف كل العوامل التي نراها هامة في أحداث هذه الاختلافات في نمط استغلال الأرض، كأن نقرر مثلاً أن العوامل التالية كانت ضمن أكثر العوامل أهمية في تحديد مساحة الأرض الرعوية:

- ١ ـ نوع التربة.
 - ٢ _ المناخ .
- ٣ ـ ميول المزارعين واتجاهاتهم .
 - ٤ ـ ثراء المزارعين.
 - ٥ _ المساعدة الحكومية.
 - ٦ ـ ارتفاع سطح الأرض.

وتمثل هذه المتغيرات الستة متغيرات تابعة ، وحتى يمكن أن نقف على ما إذا كانت مرتبطة بمساحة الأرض الرعوية ومدى هذا الارتباط فعلينا أن نقار ن مراعي كل قرية برتبتها (بترتيبها) حسب كل متغير من هذا المتغيرات الستة ، فعلى سبيل المثال إذا كانت القرى التي بها مساحة كبيرة من الأرض الرعوية بها أيضاً نسبة كبيرة من الأراضي المرتفعة ، والقرى التي بها مساحة قليلة من الأرض الرعوية بها مساحة قليلة من الأراضي المرتفعة ويكون ذلك مدعاة إلى الاستنتاج ان مساحة الأراضي العالية كانت عاملاً في تحديد نمط استخدام الأرض . وتسمح لنا المقارنة بين المتغيرين أن نستنتج تفسيراً للظاهرة ومن ثم يعرف هذا النوع بالمقارنات الاستنتاجية التفسيرية .

٣ ـ أما النوع الثالث من المقارنات فهو في طبيعته تفسيري كذلك ولكنه يتضمن
 بعض البيانات النظرية الافتراضية مقارنة بالبيانات الفعلية المتاحة، ويعرف
 هذا النوع بالمقارنات النظرية التفسيرية وسنشير إلى ذلك لاحقاً.

١ - المقارنات الوصفية البحتة:

لا ريب أن وصف مظاهر الاختلاف أو التشابه بين مجموعتي بيانات ليس أمراً يسيراً ، ويبدو ذلك على سبيل المثال عندما نقار ن مساحة المراعي في عينة من عشر

قرى في إقليمين من الأقاليم، فنبدأ بوضع بيانات كل إقليم جنباً إلى جنب مع الإقليم الآخر في جدول واحد كما يبدو من الجدول رقم (١٩) وحتى يمكن أن نميز بين هاتين المجموعتين من البيانات فسنشير إلى إحداهما بالمجموعة س والأخرى بالمجموعة ص.

جدول رقم (١٩) حساب الوسط الحسابي والانحراف المعياري (النسبة المئوية للأراضي الرعوية في ١٠ قرى في الاقليم س و ١٠ قرى في الاقليم ص)

مجموعة البيانات ص (اقليم ص)			اقليم س)	البيانات س (مجموعة
س`	س	رقم القرية	س	س	رقم القرية
*7	٦.	١	770	10	١
7.49	٥٣	4	٤٠٠	٧٠	۲
77.9	٤٧	٣	770	40	٣
1772	٤٢	٤	٩	۳.	٤
71	٥٩	0	1770	40	٥
474 £	7.7	٦	17	٤٠	٦
74.5	٤٨	v	1222	٣٨	V '
7177	٦٥	٨	1.44	٣٣	٨
4754	۰۷	٩	۲۷۵	3.7	4
7917	0 2	١.	٤٨٤	44	١.

$$\frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{2}}} = \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{2}}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{2}}} = \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{2}}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{2}}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{2}}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{2}}}$$

وبطبيعة الحال فإننا سنستهل حديثنا بمقارنة المساحة النموذجية للأرض الرعوية في الإقليم س بمثيلتها في الإقليم ص، وكها سبق أن أشرنا من قبل أن هناك عدة طرق لقياس النموذج لعل أكثرها استخداماً هي (قيمة المتوسطالحسابي)، ومن ثم سنحسب أولاً متوسط عينة الأرض الرعوية في كل من الإقليمين: فالإقليم س يبلغ متوسط مساحة الأرض الرعوية به ٢ ، ٢٨٪ بينا يبلغ هذا المتوسط في الإقليم ص $^{^{*}}$ كذلك يمكن أن نحسب الانحراف المعياري في كلا المجموعتين: فعلى سبيل المثال يبلغ الانحراف المعياري للإقليم س (أي ع س) = $^{^{*}}$ وللإقليم س غتلف (أي ع ص) = $^{^{*}}$ ، ولا جدال في أننا سنبادر إلى القول بأن الإقليم س غتلف عن الإقليم ص ذلك لأن المتوسطات والانحرافات المعيارية لكل من الإقليمين غتلفة عن بعضها البعض .

وينبغي أن نكون على حذر عندما نصف مجموعتين للبيانات معا ذلك لأنه قد يظهر على سبيل المثال أن متوسط العينة في كلا المجموعتين مختلف تماماً ومن ثم يكون هناك فرق بين الإقليم س والإقليم ص، ولكن هذا الفرق قد يكون ظاهرياً وليس حقيقياً، وعلى ذلك نبداً في التساؤل الهام وهو كم حجم الفرق الذي يجب أن يكون بين مجموعتي البيانات حتى يكون هناك فرق معنوي بينهما؟. وتلك مشكلة سنعود إليها فيما بعد (فصل المعنوية).

وعلى ذلك فإن المقارنة بالمتوسط الحسابي والانحراف المعياري كما سبق تعد أبسط أشكال المقارنة فهو مجرد وصف لأوجه التشابه والاختلاف بين مجموعتين أو أكثر من البيانات التي ترتبط بنفس الموضوع ، وفي مثالنا السابق كان الموضوع هو (نسبة الأرض الرعوية في الإقليمين). ومهما يكن من أمر فإن أهم نقطة هي أن هذا النوع من المقارنة لمثالين من موضوع واحد اليس تفسيراً لأي شيء ولذا يسمى هذا النوع من المقارنة بالوصف المجرد.

٢ .. المقارنات الاستنتاجية التفسيرية:

سبق القول أن المقارنة بين المتغيرات التابعة والمستقلة قد تؤدي على الأرجح إلى استنتاج السبب والنتيجة Cause and effect ففي دراستنا عن استخدام الأرض على سبيل المثال ـ رأينا أن مساحة الأرض الرعوية في قرية ما قد تكون مرتبطة بمساحة الأرض المرتفعة (أي الأرض التي يزيد منسوبها على ٥٠٠ متر) في هذه القرية . فكيف نحدد مدى هذا الارتباط ومقداره؟

اولاً علينا أن نرى _ بعد وضع مجموعتي البيانات جنباً إلى جنب _ كيف تختلف كل منهما عن الأخرى، ويمكن أن نستنتج من الوهلة الأولى وبصفة عامة _ أن مساحة الأرض الرعوية تتزايد بتزايد نسبة الأرض المرتفعة وبطريقة نستطيع معها أن نقول بأن هناك درجة ما من الارتباط بين مجموعتي البيانات، إلا أن الارتباط ليس كاملاً، ذلك لأنه إذا كان كذلك فإن النسب ستتمشى مع بعضها البعض زيادة أو نقصاناً، وبمعنى آخر أن كل قرية تكون فيها نسبة الأرض المرتفعة أعلى من المتوسط أيضاً، والعكس. ولكن الواقع كما توضحه البيانات ليس على هذه الصورة إطلاقاً، فكيف _ والحال كذلك _ يمكننا أن نقيس بدقة درجة وشكل الارتباط بين مجموعتى البيانات؟.

هناك ثلاث طرق رئيسية لكي تظهر مثل هذه الارتباطات إحصائياً:

أولاً: أن نقوم بحساب التغاير Co-Variance في مجموعة البيانات.

ثانياً: أن نقوم بحساب ما يعرف بمعامل الارتباط Correlation

ثالثاً: أنه يمكننا أن نوضح شكل الارتباط بيانياً برسم ما يعرف بخطوط الانحدار . Regression Lines

أ_ التغاير: Co-Variance

سبق أن ذكرنا منذ قليل في حديثنا عن استخدام الأرض أن الارتباط بين الأرض الرعوية والأرض المرتفعة ليس ارتباطاً كاملاً، ذلك لأن كل القرى التي

كانت نسبة المراعي بها أكثر من المتوسط لم تكن هي القرى التي كانت نسبة الأرض المرتفعة بها أكثر من المتوسط كذلك. وطريقة مقارنة هاتين المجموعتين من البيانات هي في الواقع الطريقة التي تشكل الأساس لحساب التغاير إحصائياً، فنستطيع أن نقيس المدى الذي تتغاير (تختلف) فيه مجموعة البيانات بالنسبة لقيم الوسط بها وانحرافاتها المعيارية.

والخطوة الأولى ستكون حساب قيمة المتوسط الحسابي لكل مجموعة من مجموعات البيانات ثم نقيس الانحراف لكل قرية عن متوسط كل مجموعة ، ثم نحاول بعد ذلك تحديد أي العزامل هو التابع وأيها هو المستقل . ومن الواضح في مثالنا هذا أن نسبة الأرض الرعوية هي المتغير التابع . ومع فرض صحة ما نقول فهو تابع للأرض المرتفعة ، وحتى يمكننا التمييز بين مجموعتي البيانات فسنشير إلى مجموعة البيانات التي نعتبرها تابعة بالرمز ص ، أما المجموعة التي نعتبرها مستقلة فسنشير إليها بالرمز س . [من القواعد المتعارف عليها إحصائياً كما أشرنا في الفصل الثاني أنه في التمثيل البياني نوقع المتغير التابع على المحور الصادي بينما نوقع المتغير المستقل على المحور السيني ، ومن ثم يعرف المتغير التابع ومجموعة البيانات الدالة عليه بمجموعة البيانات ص] . (جدول رقم ٢٠) .

ويمكن حساب المتوسط الحسابي لمجموعة البيانات ص (نسبة الأرض الرعوية) ثم نحسب انحراف كل قرية عن هذا المتوسط(ص - ص) ثم نضعه في جدول آخر (٢١) وبطريقة مماثلة نحسب س، وقيم (س - س) ثم نضعها في نفس الجدول.

وسنجد بطبيعة الحال أن بعض القرى أكثر من المتوسط في مجموعة البيانات (أي أن كلاً من س - س وص - ص - موجبتان) بينما البعض الآخر أقل من المتوسط (أي أن كلاً من س - س وص - ص سالبتان). كذلك سنجد أن هناك بعض القرى (مثل القريتين رقم ، ٧ في الجدول ٢٠) تزيد عن المتوسط في ناحية وتقل عن المتوسط في ناحية أخرى ، ولكن إذا استمررنا في حصر كل القائمة لمعرفة وضع كل قرية على حدة فسيطول بنا الوقت ولن نستطيع أن نستنج على الفور إلى أي مدى ترتبط المتغيرات التابعة والمستقلة.

جدول رقم (۲۰) نسبة الأرض المرتفعة والأرض الرعوية''' (۲۲ قرية في إحدى المقاطعات)

مجموعة البيانات (ص) الأراضي الرعوية //	مجموعة البيانات (س) الأراضي التي تزيد على ٥٠٠ متراً //	رقم الترية
٣٧	Y7	1
٤٦	۳.	٧
٤٨	44	٣
£9	77	٤
٥٠	٥٤	٥
۵٤	٤٦	٩
70	٥٢	٧
77	٥٨	٨
70	٥٣	٩
٦٧	٦٨	١٠
٧٤	٧٠	11
V9	٧٤	١٢
ص = ٧٥	س = ۱۵	

Toyne P. and Newby P., Techniques in Human Geography, London, 1984, p. 84. وهذه البيانات عن قرى في مقاطعة ديقوول في المملكة المتحدة .

⁽١)المدر بتمرف:

جدول رقم (٢١) حساب التغاير (١) (اعتماداً على البيانات الواردة في الجدول رقم ٢٠)

حاصل ضرب (س - سَ) × (ص - صَ)	الانحراف مجموعةالبياناتص (ص - صَ)	الانحراف مجموعة البيانات س (س - سَ)	رقم القرية
0 79£ 177	Y• 1& - 4 -	Y0 - Y1 - 1A -	\ \ \ \
Y1 - 10	Λ - V - Ψ -) -	10 - W 0 -	7
70 117 17.	ه ۸ ۱۰	V 1 £ 1 V	A 4
PYP 0 · 7	17	19 77	11

Ibid., p. 49. (1)

وحينئذ نجد أننا في حاجة إلى ضغطبياناتنا مرة أخرى حتى يمكننا أن نحسب رقماً مفرداً واحداً يمكن أن يصف كلاً من مدى واتجاه انحرافات كل القرى مجتمعة.

وإذا واصلنا العمل بهذه الطريقة وجمعنا كل هذه الانحرافات وطرحنا عندما تكون العلامة - ، فإننا سنحصل على رقم يبين مجموع حاصل ضرب الانحرافات (مج (m-m)) (m-m) وإذا قسمنا الناتج على عدد العناصر (m-m) نحصل على متوسط مجموع حاصل ضرب الانحرافات ، [أي مج (m-m)) (m-m) (m-m) (m-m)) (m-m) المرتفعة في كل قرية) وتعرف هذه القيمة بالتغاير ، أي تغاير مجموعتي البيانات المرتفعة في كل قرية) وتعرف هذه القيمة بالتغاير ، أي تغاير مجموعتي البيانات (أي التباين المترابط في الواقع) ، وفي المثال المذكور فإن قيمة التغاير هي + 6 ، و + 6

الواقع أن هذا المقياس يوضح لنا بعضاً من العلاقة بين مجموعتي البيانات

معاً ، وقد تكون قيمة التغاير هذا _ قيمة موجبة أو قيمة سالبة ، ويعتمد ذلك على ما إذا كانت مجموعتا البيانات اللتين نقارنهما ترتبطان في نفس الاتجاه أم لا .

فإذا كانا يرتبطان في نفس الاتجاه كما في الجدول رقم (٢٠) [أي أن أية زيادة في الأرض الرعوية ترتبط بأية زيادة في الارتفاع] فستكون النتيجة التي سنحصل عليها موجبة كما في هذا المثال. ولكن إذا كانت مجموعتا البيانات ترتبطان معاً في اتجاه عكسي فإن القيم ستكون سالبة حينذاك ومثال ذلك أننا كنا نتعامل مع النسبة المئوية للأرض الزراعية مقارنة بالارتفاع (جدول ٢٢) فإنه يمكن أن نرى أن القيم في المجموعة ص تتناقص كلما تزايدت القيم في المجموعة س. وتكون النتيجة أن التغاير الناتج يكون سالباً (- ٨٥, ١٨٤) كما يبدو من (الجدول رقم ٢٧) وهذه في الواقع نقطة هامة سنعود إليها بعد قليل في حديثنا عن الارتباط، فإذا كانت العلاقة بين المجموعة س والمجموعة ص تأخذ نفس الاتجاه فإن التغاير سيكون بالزائد (+) وإذا كانت العلاقة بين المجموعة من تأخذ والمجموعة ص تأخذ المجموعة ص تأخذ الجاها عكسياً فإن التغاير سيكون بالناقص (-).

ب ـ الارتباط Correlation

١ ... معامل بيرسون للارتباط Pearson Correlation:

سبق أن تناولنا في حديثنا عن قياس النماذج (المتوسطات) أن أية مجموعة من البيانات يمكن حساب متوسطها الحسابي وانحرافهـا المعياري (ع) ويفيدنا ذلك عندما نقارن هذه المجموعة بمجموعة أخرى، فإذا أشرنا إلى المجموعة الأولى بالرمز س والمجموعة الثانية بالرمز ص فإن الانحراف المعياري للمجموعة س سيكون (a_m) والانحراف المعياري للمجموعة ص سيكون (a_m) وإذا ضربنا كلا منهما في الآخر (a_m) محموعتى البيانات معاً يعرف بمقياس التغاير.

وعلى ذلك فعندما نريد معرفة ما إذا كانت مجموعتا البيانات س، ص مرتبطتين معاً فهناك نوعان من الانحرافات يمكن حسابهما للوصول لهذا الغرض

جدول رقم (۲۲) حساب التغاير (نسبة الأرض الزراعية والارتفاع في ۱۲ قرية باحدى المقاطعات)(۱)

(س – س)	ات ص	مجموعـة البيان	مجموعة البيانات س		
× (ص - صُ)	(ص - ص)	الأرض الزراعية //	(بی – بین)	الأرضالتي تزيد عل ٥٠٠ منر ٪	رقم
0 • • -	۲.	74	Yo -	77	١
798-	١٤	٥٧	71-	٣.	۲
177-	٩	07	۱۸ -	777	٣
14	۸	٥١	10-	777	٤
71	٧	٥٠	٣	٥٤	٥
10 -	٣	٤٦	0 -	٤٦	٦
١	١	٤٤	١	٥٢	٧
٥٣ -	0 -	٣٨	٧	٥٨	٨
. 117 -	۸ -	٣٥	1 8	٦٥	٩
1 > -	١٠ -	44	17	٦٨	١.
444 -	۱۷ –	41	19	٧٠	11
۰۰٦ –	YY -	41	74	V£	۱۲

(1)

Ibid., p. 50.

وهذه البيانات عن مقاطعة ديقوول في المملكة المتحدة.

أولهما: التغاير وهو الذي يقيس انحراف مجموعتي البيانات معاً وفي نفس الوقت كما سبق أن رأينا، وثانيهما: الانحراف المعياري وهو الذي يقيس الانحرافات بصرف النظر عن بعضهما البعض، وإذا قارنا هذين المقياسين معاً (أي نسبنا أحدهما إلى الآخر) فسنعرف إلى أي حد ترتبط المجموعتان مع بعضهما البعض. فإذا كان للتغاير والانحراف المعياري قيمة مشابهة فمعنى ذلك أن هناك درجة عالية من التشابه بين المجموعتين وإذا لم يكن هذان المقياسان متشابهين فإن الارتباط سيكون أقل. وطالما أننا سنعتبر أحد المقياسين نسبة من الآخر فسنصل بذلك إلى قيمة بسيطة تدل على مدى الترابط بينهما تعرف بمعامل الارتباط ويرمز لها بالحرف ويأخذ الصيغة التالية: (ر) [يعرف أحياناً بمعامل ارتباط بيرسون نسبة إلى الإحصائي الذي توصل إليه]،

تغاير مجموعة البيانات س، ص مأخوذاً كأزواج من القيم الانحراف المعياري لمجموعة البيانات س مضروباً في الانحراف المعياري لمجموعة البيانات ص

أو بالصيغة الإحصائية المختزلة:

ويقع معامل الارتباطر دائماً في المدى + 1 إلى - 1 ، وعلامة الموجب (+) والسالب (-) ، توضح ما إذا كانت العلاقة طردية أي في نفس الاتجاه وبالتالي تكون موجبة أو علاقة عكسية تسير في الاتجاه العكسي وبالتالي تكون سالبة ومن هنا فإن الارتباط الكامل يدل عليه + 1 أو - 1 ، وكلما قلت قيمة ريصبح الارتباط أقل كمالاً حتى إذا أصبحت القيمة صفراً كان معنى ذلك أنه لا يوجد ارتباط على الإطلاق بين هاتين الظاهرتين المدروستين ، ومعنى ذلك أنه كلما كانت قيمة رأقرب إلى + 1 أو - 1 كلما كان الارتباط أكثر اكتمالاً سواء بالإيجاب أو بالسلب .

و بصفة عامة فإن وصف الارتباط أو مستوياته يمكن أن يتحدد في ضوء القيم الحرجة التالية(١):

مدى الحكم عليه	قيمة معامل الارتباط
درجة ارتباط عالية وقوية .	من ± ۷,۷ إلى ± ۱,۰
درجة ارتباط جوهرية (حقيقية).	من ± ٤,٠ إلى ± ٧,٠
درجة ارتباط منخفضة وضعيفة .	من ± ۲ , ۰ إلى ± ۴ , ۰
درجة ارتباط ضعيفة للغاية أو منعدمة .	أقل من ± ۰,۲

وباختصار فإن الباحث الجغرافي يلزمه في كثير من دراساته عن تحليل العلاقات بين الظاهرات المختلفة أن يقف على درجة العلاقة بينها - أي مدى التغير الذي تحدثه ظاهرة ما - سلباً أو إيجاباً في ظاهرة أخرى - وتعرف هذه العلاقة حينئذ بالارتباط ووجودها يعني أنه إذا تغيرت إحدى الظاهرتين فإن الظاهرة الأخرى (أي المتغير الآخر) يميل إلى التغير في نفس الاتجاه أو الاتجاه العكسي، فإذا حدث التغير في الظاهرتين في نفس الاتجاه فإن الارتباط يكون موجباً أي أنه إذا زادت قيم أحد المتغيرين فإن قيمة المتغير الثاني تميل إلى الزيادة أيضاً بصفة عامة، وإذا تناقصت هذه القيم فإن قيمة المتغير الآخر تميل إلى التناقص هي الأخرى بوجه عام، أما إذا كان التغير في الظاهرتين في اتجاه عكسي فإن الارتباط يكون سالباً بمعنى أنه إذا زادت إحدى قيم أحد المتغيرين فإن قيمة المتغير الثاني يكون سالباً بمعنى أنه إذا زادت إحدى قيم أحد المتغيرين فإن قيمة المتغير الثاني تتناقص بصفة عامة، والعكس. ومقياس الحكم على هذه العلاقة هو معامل الارتباط.

ونأتي الآن إلى المثالين الذين نتعامل معهما لنرى كيف نطبق ذلك. ونبدأ بمثال «الأرض الرعوية» وقد سبق أن حسبنا بالفعل مقياس التغاير وقيمته + ٨٥, ١٨٤ (جدول ٢١) و يمكن حساب الانحراف المعياري بالطريقة التي ذكرت في سياق الحديث عن الانحراف، وحساب هذه القيم لمجموعتي البيانات س، ص كالتالي:

fbid., p. 52. (1)

$$\cdot$$
, 90 + = $\frac{1 \wedge \xi$, $0 \wedge 0}{1 + 1 + 1 + 1} = \frac{0 / (0 - 0) (0 - 0)}{3 - 0} = 0$

ويعني ذلك أن هناك درجة عالية من الارتباط بين نسبة الأرض الرعوية والأرض التي يزيد منسوبها على ٥٠٠ متر وتتمشى نسبة الأرض الرعوية مع الارتفاع زيادة أو نقصاناً.

ومن ناحية أخرى وجدنا في مثال الأرض الزراعية (جدول ٢٢) أن التغاير هو - ١٨٤,٥٨ ، وباستخدام الانحراف المعياري الذي سبق حسابه وقدره:

نجد أن:

$$\cdot, \mathbf{qo} = \frac{1 \wedge \xi, \mathbf{qo} - \mathbf{qo}}{1 \cdot \mathbf{qo} \cdot \mathbf{qo}} = 0 \cdot \mathbf{qo}$$

ويعني ذلك أن هناك درجة عالية من الارتباط بين مقدار الأرض الـزراعية والارتفاع الذي يزيد على ٥٠٠ متر، ولكن كلما تزايد الارتفاع تناقصت نسبة الأرض الزراعية.

مثال (٣):

نفرض أننا نريد قياس درجة الارتباط بين إنتاجية الفدان من القمح والفول في إحدى المحافظات على امتداد عشر سنوات (١٩٦١ ـ ١٩٧٠) كما تبين البيانات التالية:

(متوسط إنتاج الفدان بالإردب سنوياً)

فمن الملاحظ أن الإنتاج يتباين من سنة لأخرى بالنسبة للمحصولين ولكن التغيرات ليست متشابهة دائماً لكليهما ، كذلك فإن انحرافات القيم السنوية عن المتوسط الحسابي تختلف لكلا المحصولين .

ويبين ذلك الجدول رقم (٢٣) الذي وضع لحساب معامل الارتباطبين المحصولين، وتبدو انحرافات القيم عن المتوسطفي العمودين الرابع (س ـ س) والخامس (ص ـ ص)، وبتطبيق صيغة معامل الارتباط لقياس العلاقة بين التغير في قيم س (القمح) والتغير في قيم ص (الفول) وأفضل طريقة لقياس هذا التغير هي إيجاد الفرق بين قيم كل متغير ومتوسطه الحسابي ـ ثم نحصل على تربيع الانحراف وحاصل الجمع لكل منهما ونوجد الانحراف المعياري لقيم س وكذلك لقيم ص ونوجد لقيم ص و ونضرب كل انحراف لقيم س في الانحراف المناظر لقيم ص ونوجد حاصل الجمع، و بقسمة حاصل الجمع هذا على حاصل ضرب الانحراف المعياري لكل من المتغيرين نحصل على معامل الارتباط، ويبين الجدول خطوات الحساب.

ويبدو أن معامل الارتباط بين المحصولين قد وصل إلى + ٠,٨٧ ويدل ذلك على أن هناك درجة عالية من الارتباط الموجب بينهما فحينما تزداد قيم الإنتاج في محصول منهما فإن هناك نزعة قوية لتزايد هذه القيم في المحصول الأخر رغم أن التزايد ليس مطلقاً في كميته أو في توزيعه السنوي.

وينبغي الإشارة هنا إلى أن معاملات الارتباط التي تتراوح بين +0, 0+0, 0+0 من ناحية و-0, 0+0 من ناحية أخرى تعد معاملات جوهرية (أي تكون ذات دلالة للعلاقة الموجبة أو السالبة _ وتزداد الدلالة قوة بتزايد المعامل إيجاباً وبتناقصه سلباً) أما إذا كان المعاملات واقعة بين -0, 0, 0, 0, 0 فإن الإرتباط لا

جدول رقم (٢٣) حساب معامل الارتباط بين التغير في إنتاج القمح والفول في احدى المحافظات في الفترة (١٩٦١ ـ ١٩٧٠) (متوسط إنتاجية الفدان بالإردب)

(س _ سُ) × (ص-ص)	(ص-ص)	(س_سُ)'	(ص-ص)	(m - m)	الفو ل ص	القمح س	السنوات
., 40 +	•, 40	٠, ٢٥	٠,٥-	٠,٥-	٤, ٢	٥,٠	١
٠,٣٩ +	1,74	٠,٠٩	١,٣-	٠,٣-	٣, ٤	0, 4	۲
Y, 99 +	0, 79	1,79	۲,4+	1,4+	٧,٠	٦,٨	٣
· , Yo +	٠, ٢٥	٠,٢٥	٠,٥-	•,•-	٤,٢	٥,٠	٤
٠,٦٣+	٠,٨١	٠, ٤٩	٠,٩-	·, V -	٣,٨	٤,٨	٥
٠, ٠٣ –	٠,٠٩	٠,٠١	٠,٣-	٠,١+	٤,٤	0,7	٦
•,••-	٠,٢٥	٠,٠١	•, • +	٠,١-	0, 7	0,5	٧
٠,٠٩ –	٠,٠٩	٠,٠٩	٠,٣-	٠,٣+	٤,٤	٥,٨	٨
.,10+	٠, ٢٥	٠,٠٩	•,0+	٠,٣+	٥,٢	0,7	٩
•,10+	٠, ٢٥	٠,٠٩	٠,٥+	۰,۳+	٥, ٢	٥,٨	١.
٤,٦٤+	٩,٢٢	٣,٠٦	•	1000	٤٧,٠	00, •	

المتوسط سُ = ٥,٥، صَ = ٧,٤.

يكون جوهرياً بدرجة مقبولة ، ومن ثم تقل دلالته سلباً وإيجاباً ، وبديهي أن معامل الارتباط إذا كان يساوي صفراً فإن ذلك يدل على أن كلا من القيمتين يتغير دون أي ارتباط بالآخر ومن ثم فلا يوجد بينهما أي ارتباط في هذه الحالة .

وينبغي أن يكون الباحث على حذر في استخدامه لمعاملات الارتباط ذلك لأن قيمة الارتباط الموجب (+ ٠,٨٧ كما في الجدول السابق مثلاً) لا تتضمن إجابة لسؤال هو لماذا توجد هذه العلاقة ، كما لا تدل في الواقع على أن نفس

الأسباب تؤدي إلى نفس النتاثج، ذلك لأن هناك عوامل عديدة أخرى أدت إلى التغيرات الملاحظة في إنتاجية الفدان من المحصولين، أما كل ما يعنيه معامل الارتباط فهو وجود درجة من العلاقة الإحصائية بين القيم المبينة، أما العوامل الأخرى فتتطلب تفسيرات وتحليلات أخرى.

مثال رقم (٤):

يبين الجدول رقم (٢٤) بيانات عن نسبة الأمية بين سكان المحافظات المصرية ونسبة الأطفال دون سن الثانية عشرة. وإذا أردنا معرفة درجة الإرتباط بين هاتين الظاهرتين فإننا ننشىء جدولاً مشابهاً ونبداً في تحديد انحرافات الأرقام المعطاة في كل عمود عن متوسطها كما هو موضح بالجدول، ونستمر للحصول على مربع هذه الفوارق (لإزالة علامات السالب) ونحسب الانحراف المعياري ثم نطبق قانون الارتباط بعد ذلك، وأظهرت العمليات الإحصائية في هذه الحالة أن معامل الارتباط بين نسبة الأمية ونسبة الأطفال دون سن الثانية عشرة (مؤشر للخصوبة) يصل إلى + ٨٣، وهي تدل عنى ارتباط موجب قوي بين هاتين الظاهرتين.

جدول رقم (٢٤) حساب معامل الارتباط بين الأمية ونسبة الأطفال الصغار في محافظات مصر (باستثناء المحافظات الصحراوية) سنة ١٩٧٦ (النسبة المئوية للأمية بين السكان ١٠ سنوات فأكثر، ونسبة الأطفال أقل من ١٢ سنة إلى جملة السكان)

لقاهرة (٢٠,٠٥+ ٢٠,٢٥ (٢٠,٤١ (٢٠,٠٠٠ (٢٠)) ٢٠,٠٠ (٢٠,٠٠ (٢٠,٠٠٠ (٢٠,٠٠٠ (٢٠,٠٠٠ (٢٠,٠٠٠ (٢٠,٠٠٠ (٢٠,٠٠٠ (٢٠)	(س-سُ) × (ص-ص)	3	3	.33	3	الأطفال / (ص)	الأمية / (س)	المحافظة
ر سعيد (١٥٠ - ١٠٠ - ١٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠		1	1	1	1	1	1	القاهرة
لسویس (۱۰,۱۰۱ (۱۰,۱۰۱ (۱۰,۱۰۱ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰,۰۰ (۱۰,۰)) (۱۰	۸۲,٤۱+	17,71	٤٠٤,٠١	٤,١-	۲۰,۱_	Y V,V	٣٧, ٤	الاسكندرية
لسویس (۱۰,۱۰۱ (۱۰,۱۰۱ (۱۰,۱۰۲ (۱۰,۰۱۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۱۲ (۱۰,۰۱۲ (۱۰,۰۱۲ (۱۰,۰۱۲ (۱۰,۰۱۲ (۱۰,۰۱۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۰ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۲ (۱۰,۰۰۰ (۱۰,۰۰ (۱۰,۰۰	104,74+	04, 49	177,07	٧,٣-	71,7-	72,0	40,9	بورسعيد
للتهلية الراب الر	7T, 0A+							السويس
لشرقية ٢,٦٦ (٢٠,٠١ (٢٦,٠١ (٢٦,٠١ (٢٠,٠١ (٢٠,٠١ (٢٠,٠١ (٢٠,٠١ (١٠,٠١ (١٠٠٠ (١٠٠ (١٠٠ (١٠٠) (١٠٠ (١٠٠	V, 79 -	٠,٨١	70,71	٠,٩+	۸,۱-	44,4	٤٩,٤	دمياط
لشرقية ٢,٦٦ (٢٠,٠١ (٢٦,٠١ (٢٦,٠١ (٢٠,٠١ (٢٠,٠١ (٢٠,٠١ (٢٠,٠١ (١٠,٠١ (١٠٠٠ (١٠٠ (١٠٠ (١٠٠) (١٠٠ (١٠٠	٠,١٢-	٠,٠١	1, 2	٠,١+	1,4-	41,9	07,4	إلدقهلية
لقليوبية (٢,٨٩ / ٢,٢٥ / ٢,١٠ / ٢,١٤ / ٢,٨٩ / ٢,٢٥ / ٢,٨٩ / ١٨,٠ / ١٨,٠	۸,۱٦+	}	, i			ľ	ı	الشرقية
كفرالشيخ (۰,۱ ۳۳,۳ ۲,۲۰ ۱۰۸,۷۱ ۲,۷۱ ۲,۹۱ ۱۸۹۰ ۱۸۹۰ ۱۸۹۰ ۱۸۹۰ ۱۸۹۰ ۱۸۹۰ ۱۸۹۰ ۱۸	٦,٤٦ -	7,19	12,22	1, 7 +	٣,٨-	44,0	04,4	القليوبية
لغربية (٩, ١, ٩٥ / ٢, ٢ - ٢, ٢ - ٢, ١ (١, ٩٠ / ٢, ١٠ / ٢, ١٠ / ١, ١٠ / ١, ١٠ / ١, ١٠ / ١, ١٠ / ١, ١٠ / ١, ١٠ / ١, ١٠ / ١, ١٠ / ١, ١٠ / ١٠ /	11,9+						1	كفسرالشيخ
المنوفية (٢,١٥ / ٣٦ - ٢,٠ - ٢,٠ ٣٦,٠ ١٠,٠ المرب (٢,٠١ / ٣٦,٠ المرب (٢,٠١ / ٣٠,٠ ١٦,٠٠ المرب (٢,٠١ - ٢,٠١ - ٢,٠١ - ٢,٠١ - ٢,٠١ - ٢,٠١ - ٢,٠١ المرب المرب (١٣,٠١ - ١٠,٠١ - ١٠,٠٠ المرب المرب (١٣,٠١ - ١٠,٠١ - ١٠,٠١ - ١٠,٠٠ المرب (١٣ - ١٠,٠١ - ١٠,٠١ - ١٠,٠٠ المرب (١٣ - ١٣ - ١٠,٠١ -	٣, ٦٤ +							الغربية
لبحيرة ٢,٠١ / ٣٣, ٢ / ٢,٠١ / ٢,٠٥ / ٢,٠١ / ٢,٠١ / ٢,٠١ / ٢,٠٠ / ٢,٠١ / ٢ / ٢,٠١ / ٢,٠١ / ٢ / ٢ / ٢ / ٢ / ٢ / ٢ / ٢ / ٢ / ٢ /	٠,١٢+	٠,٠٤	٠,٣٦	٠, ٢ -	٠,٦-	٣١,٦	07,9	المنوفية
الاسماعيلية ١,٠١- ١,٠١ - ١,٧- ٣٢,١ - ١,٠١ الاسماعيلية	17,04+							البحيرة
	۲,۰۱-							الاسهاعيلية
	١,٢٠ -	٠,٦٤						الجيزة
	10, 77+	1,97						بنسيسويف
	08, V\$+							الفيوم
	17, . 1+							المنيا
	19,80+		,	1	- 1			أسيوط

(س-س) × (ص-ص)	33	. (3'3)	. 3°	(m)	الأطفال ٪ (ص)	الأمية ٪ (س)	المحافظة
9,09+	٠,٤٩	772, · 9 147, 79 7, 70	٠,٧+	14, 4 +	47,0	V1, Y	قنا
		٣٠٧٩,١٦				١٢٠٨,١	

المتوسط: سُ = ٥٠,٥٥، صُ = ٣١,٨

الانحراف المعياري لقيم س = ع س =
$$\frac{71,77}{11}$$
 = الانحراف المعياري لقيم س = ع س = $\frac{71,77}{11}$

$$\frac{7,19}{7} = \frac{177.5}{7} = 0 = 30 = 0 = 0$$

$$1.59 = 0.59$$

٢ - معامل سبيرمان لارتباط الرتسي:

The Spearman rank correlation coefficient

رغم سهولة حساب معامل بيرسون للارتباط إلا أنه طويل نوعاً ما ولا يمكن حسابه إلا لبيانات تتكون من قيم مطلقة فقط (مثل مقدار الأرض المرتفعة)، وغالباً ما لا يكون لدينا وقت كاف لحساب قيم ر بالطريقة التي شرحناها، كذلك لا تتاح

لنا دائماً بيانات على شكل قيم مطلقة ولكنها تكون بشكل آخر كأن تكون على هيئة عناصر في قائمة ما مرتبة ترتيباً نسبياً، وتعرف مثل هذه البيانات بلغة الإحصاء بمجموعة بيانات الرتب، وتنطلب مثل هذه البيانات طرقاً إحصائية مختلفة لحساب الارتباط بينها لعل أكثرها استخداماً وشهرة ما يعرف بمعامل سبيرمان لارتباط الرتب. والذي يعتمد غالباً على استخدام الرتب وليس القيم المطلقة الفعلية، وحتى يمكن أن نميز بينه وبين معامل ارتباط بيرسون (ر) فإننا نضيف حرف س (من سبيرمان) بجوار روعلى ذلك فإن الرمز رييشير إلى معامل سبيرمان لارتباط الرتب. والأساس في حساب ري هو مقارنة فروق الرتب في كل عنصر من عناصر مجموعتي البيانات، وكنقطة بداية فإننا سنكون في حاجة إلى وضع مجموعتي البيانات جنباً إلى جنب حتى يمكن أن نحسب الفوارق بين الرتب، ونشير إلى الفرق في الرتب بقيمة (ف)، ثم نطبق بعد ذلك قانون سبيرمان لارتباط الرتب على النحو التالى:

رس = ١ - ٢ مجد ف٢

حيث:

ف = مربع الفرق بين رتبتي كل قيمتين متناظرتين.

ن = عدد أزواج الرتب.

ويعطي هذا القانون قيمة تقريبية لمعامل الارتباط ولكنها تتميز بالسهولة والسرعة، ويسمى المعامل الناتج بمعامل ارتباط الرتب.

فإذا كان لدينا مثلاً خمسة أقاليم صناعية يختلف مركزها في الإنساج الصناعي بعناصره المختلفة خاصة في صناعتين هما:

الصناعات الهندسية عموماً، وصناعة السيارات على وجه الخصوص، على النحو الذي يبين رتبة كل إقليم في هاتين الصناعتين.

(- ^)	(د)	(ج-)	(ب)	(†)	الإقليم
0	٤	٣	۲.	١	رتب الصناعات الهندسية
٤	٥	1	۲	٣	رتب صناعة السيارات

فنلاحظأن هذه الأقاليم الخمسة تختلف في ترتيب الصناعتين بها. فالأقاليم الثلاثة الأولى مثلاً في الصناعات الهندسية ليست كذلك في صناعة السيارات، فالإقليم الأول في الصناعات الهندسية يحظى بالمركز الثالث في صناعة السيارات والإقليم الثالث يحظى بالمركز الأول على الترتيب، أما الإقليمان الأخيران فهما أقل أهمية بين الأقاليم من حيث رتبة الإنتاج الصناعي، ويكون من المفيد الوقوف على درجة الارتباط بين هذين النمطين من الصناعة في هذه الأقاليم الخمسة.

وتكون الخطوة الأولى لحساب معامل ارتباط الرتب هي إعادة تبويب البيانات وترتيبها حسب الرتبة، وحساب الفرق بين كل من المجموعتين في كل حالة (ف) ثم تربيع هذه الفروق للتخلص من إشاراتها السالبة (ف) ونحصل على مجموع هذه المربعات (محد ف) وذلك على النحو التالي:

		صناعة	الصناعات	
ٺ ۲	ف	السيارات	الهندسية	الإقليم
		(الرتبة)	(الرتبة)	, ,
٤	Y	٣	1	ţ
صفر	صفر	*	*	ب
٤	۲	1	٣	ج
1	١	•	ŧ	د
1	1	ź	•	
١٠ = ٢	مجد ف			

وبتطبيق قانون سبيرمان للرتب:

$$c = 1 - \frac{7}{0} \cdot \frac{1}{0} - \frac{1}{0}$$

$$\frac{7\cdot}{0-170}-1=\frac{1\cdot\times7}{0-70}-1=j:$$

·, o + = ·, o - 1 =
$$\frac{7}{17}$$
 - 1 =

وتدل هذه القيمة على أن هناك علاقة موجبة ليست قوية بين الصناعتين في هذه الأقاليم الخمسة وبدرجة يمكن التغاضي عنها.

وهكذا يبدو واضحاً أن أحسن الطرق الإحصائية لمعرفة الارتباط بين مجموعتين إحصائيتين مرتبتين هي استخدام معامل سبيرمان لارتباط الرتب، الذي يستخدم الرتب وليس الأرقام الأصلية الواردة في البيانات، والأساس في حساب هذا المعامل هو مقارنة الفروق في الرتبة لكل عنصر من عناصر المجموعتين الإحصائيتين، وتكون الخطوة الأولى كما لاحظنا هي أن نضع المجموعتين في جدول جنبا إلى جنب حتى يمكن استخراج الفوارق بسهولة، ويبين ذلك الجدول رقم (٢٥).

جدول رقم (۲۵) حساب معامل الارتباط بين نسبة الأطفال (أقل من ١٢ سنة) ونسبة الأمية لدى السكان في محافظات مصر حسب بيانات تعداد ١٩٧٦

ف∵	ف	الأمية	الأطفال	ترتيب المحافظة	نسبة الأمية (٪)	نسبة الأطفال (٪)	المحافظة
1	١	٧.	۲١	بور سعید	٣٤,٦	۲۷,۳	القاهرة
١	١ -	41	۲٠	القاهرة	٣٧, ٤	Y V, V	الاسكندرية
•	•	19	19	الاسكندرية	40,9	48,0	بور سعید
•	•	14	14	السويس	٤٤,٤	۳٠,٠	السويس
١٦	٤	۱۳	17	الغربية	٤٩,٤	TY, V	دمياط

تابع جدول رقم (۲۵)

ن ۲	ن	الأمية	الأطفال	ترتيب المحافظة	نسبة الأمية (٪)	نسبة الأطفال (٪)	المحافظة
77	٦	١.	17	المنوفية	07,4	41,9	الدقهلية
17	٤	11	10	الدقهلية	77.7	٣٣, ٤	الشرقية
٤	٧ -	17	12	الاسهاعيلية	٥٣,٧	77,0	القليوبية
١	١.	٣	۱۳	قنسا	٧٠,١	77,4	كفر الشيخ
1	۳-	10	14	الجيزة	01,4	٣٠,٤	الغربية
77	٦ -	17	11	دمياط	07,9	41,7	المنوفية
٤	Y -	17	١٠	أسوان	77, 7	24, 4	البحيرة
40	0	٤	٩	المنيسا	٥٠,٨	44,1	الاسهاعيلية
47	٦	۲	٨	سوهاج	07,0	44,7	الجيزة
	•	٧	٧	بني سويف	٦٨, ٤	.44, 4	ېني سويف
١	١	٥	٦	كفر الشيخ	٧٣,٦	٥٣, ٢	الفيوم
17	٤ -	٩	0	الشرقية	٧٠,٩	۳۳,۰	المنيا
١	۱ • -	18	٤	القليوبية	٦٨,٥	٣٣,٦	أسيوط
٩	۳-	٦	٣	أسيوط	٧٢,٨	44,1	سوهاج
47	٦ -	^	۲	البحيرة	٧١,٢	44,0	قنا
•	•	1	١	الفيوم	٥٦,٠	44,9	أسوان
\$ 27	-	-	-	***	-	-	المجموع

و بتطبیق قانون سبیرمان للرتب وهو ر = ۱ - $\frac{7}{\dot{0}^{2}-\dot{0}}$

نحصل على:

$$\frac{r \vee r \vee r}{r \vee r} - 1 = \frac{r \vee r \vee r}{r \vee r \vee r \vee r} - 1 = \frac{r \vee r \vee r}{r \vee r \vee r \vee r} - 1 = 0$$

$$\cdot \cdot \vee 1 + = \cdot \cdot \cdot \vee r \wedge r \wedge r - 1 = 0$$

وتدل هذه القيمة على أن هناك علاقة موجبة قوية بين ارتفاع نسبة الأطفال وارتفاع نسبة الأمية بين السكان بدرجة كبيرة لا يمكن التغاضي عنها.

وكما ذكرنا فإن استخراج معامل ارتباط الرتب عملية تتميز بالسرعة في الحساب ولكنها أقل دقة من طريقة بيرسون المطولة وينعكس ذلك على قيمة ر، وعلى سبيل المثال فإن ارتباط بيرسون للعلاقة بين الأمية ونسبة الأطفال في محافظات مصر وصلت إلى + ٨٣, • مقابل + ٧١, • في طريقة سبيرمان.

معامل ارتباط الرتب للبيانات الوصفية:

بالإضافة إلى ما سبق من حساب الارتباط من قيم رقمية قد يحتاج الباحث إلى حساب معامل ارتباط الرتب لبيانات وصفية، وفي تلك الحالمة لا بد من تحويل الأوصاف إلى قيم رقمية ويضعها في جدول رتب، فعلى سبيل المثال إذا أردنا دراسة العلاقة بين الحالة التعليمية لرب الأسرة والمستوى الاقتصادي للأسرة في عينة من سبع أسر مختلفة في حي معين، وكان الجدول الوصفي على النحو التالي(١):

المستوى الاقتصادي للأسرة	الحالة العلمية لرب الأسرة	رقم الأسرة
فقيرة	يحمل شهادة متوسطة	1
معدمة	أمسي	۲
فقيرة	يقرأ ويكتب	٣
غنية	يحمل شهادة عالية	٤
معدمة	أميي	٥
متوسطة الحال	امــي	٦
فقيرة	يقرأ ويكتب	٧

⁽١) أحمد عبادة سرحان، مقدمة في الإحصاء الاجتاعي، الاسكندرية، ١٩٦٣، ص ٢٧٧.

وللوقوف على مدى العلاقة بين هاتين الظاهرتين يجب أن نستخدم معامل سبيرمان لارتباط الرتب، والفكرة الأساسية في قياس هذا المعامل هي مقارنة رتبتي الأسرة الواحدة في الظاهرتين فإن اختلفتا كثيراً دل ذلك على قلة الارتباط وإن اتفقا دل ذلك على شدة الارتباط أي أن أساس المعامل - هو الفروق بين الرتب المتقابلة، فكلما كبرت هذه الفروق في المتوسط كلما ضعف الارتباط بين الظاهرتين والعكس كلما صغرت هذه الفروق.

ولحساب هذا المعامل في هذا المثال فإننا نعطي لكل أسرة رتبة حسب الحالة التعليمية لرب الأسرة والحالة الاقتصادية للأسرة نفسها ثم نحسب الفرق بين الرتبتين ثم نربع هذا الفرق ثم نطبق قانون سبيرمان السابق ذكره ويبين الجدول التالى خطوات العمل.

ئي∀	الفرق بين	رتبة الحالة الاقتصادية		رتبة الحالة التعليمية	
	الرتب المعدلة	معدلة	أصلية	معدلة	أصلية
٤,٠	۲	٤	(١)	٦	٦
٠, ٢٥	٠,٥	١,٥	(١)	۲	(1)
٠, ٢٥	•,0	٤	(\$)	٤,٥	(\$)
صفر	صفر	٧	٧	٧	٧
٠, ٢٥	٠,٥	١,٥	(Y)	Y	(٢)
17,	٤	٦	٦	۲	(٣)
٠,٢٥	٠,٥	٤	(0)	٤,٥	(0)
۲۱,۰۰	ud.	-	-	-	مجموع ف

$$\frac{177}{mm7} - 1 = \frac{71 \times 7}{(1-89) \text{ V}} - 1 = (-1) \times \frac{7}{(1-89)}$$

$$\therefore \quad (\text{number of } 1 = 1) \times \frac{7}{mm7} = (-1) \times \frac{7}{mm$$

أي أن الارتباط طردي وقوي نوعاً.

ويلاحظ أننا عندما نرتب القيم المفردة في مجموعة البيانات ترتيباً تنازلياً وفق رتبتها فقد نجد أن قيمتين أو ثلاثة تشترك في نفس الرتبة (تعرف بالمراتب المشتركة) وقبل أن نحسب ر فمن الضروري أن نعطي قيمة فعلية للمراتب المشتركة ويكون ذلك بأن نعطي متوسط القيمة للمراتب المشتركة ، ففي المثال السابق وضعنا الرتب المشتركة بين أقواس حسب ترتيبها الأصلي في المجموعة ثم عدلنا هذه الرتب بأخذ المتوسط لها ، فالحالة التعليمية يقرأ ويكتب تكررت مرتين وترتيبها الأصلي ٤ ، ه فأخذنا المتوسط وهو ٥ , ٤ كترتيب معدل ، والحالة التعليمية (أمي) تكررت ثلاث مرات وترتيبها ١ ، ٢ ، ٣ فأخذنا المتوسط وهو ٢ كترتيب معدل وهكذا بالنسبة للظاهرة الثانية وهي الخاصة بالحالة الاقتصادية للأسرة ذاتها .

ومن الواضح كما ذكرنا أن معامل سبيرمان يتميز ببساطة الحساب، فالعمليات الحسابية التي يحتاجها سهلة للغاية، ولكن لا يجب أن نستخدمه في قياس الارتباط إلا في حالة أن يكون ترتيب الظواهر أمراً منطقياً معقولاً.

ج - الانحدار regression (التوضيح البياني للارتباط الانحدار)

سبق القول أن معاملات الارتباط تبين مدى ارتباط كل من المتغيرين أو الظاهرتين، فبدلالة ر، رس على سبيل المثال يمكن أن نقول بدقة أكثر ما إذا كان المتغيران يظهران درجة قوية من الارتباط أو ارتباط أمتوسطا أو ضعيفا ، ومع ذلك كله فغالباً ما نكون في حاجة إلى معرفة المزيد عن العلاقة بين الظاهرتين، وبمعنى آخر نحتاج إلى أن نعرف شكل العلاقة . فإذا كان لدينا عدة أز واج من القيم لظاهرتين فإن خط الانحدار لظاهرة منها على الأخرى هو الخط البياني الذي يمثل العلاقة بين الظاهرتين إحداها الظاهرة المستقلة العالمة المحور الظاهرة والأخرى الظاهرة الفرعية أو التابعة dependent variable ممثلة على المحور الرأسي، فإذا كانت هناك علاقة بين الظاهرتين كان لهذا الخطوجود، أما إذا انعدمت العلاقة المن رسم مثل هذا الخط، بمعنى أن وجود العلاقة بينها يؤدي

إلى وجود اتجاه عام للنقط التي نحددها في الرسم أمام قيم الظاهرة المستقلة والقيم التابعة لها للظاهرة الأخرى، هذا الاتجاه العام إما أن يكون مستقياً فتكون العلاقة من الدرجة الأولى ويسمى الارتباط مستقياً (أو خطياً) وإما أن يكون غير مستقيم فتكون العلاقة من درجة أعلى من الأولى ويسمى الارتباط في هذه الحالة غير مستقيم أو غير خطى.

على أنه يجب أن نلاحظما نقصده هنا بالاتجاه العام حيث أن ما نعنيه بذلك لا يستلزم وجود جميع النقط على خطمستقيم أو غير مستقيم (خطالانحدار) وإنما يكون هناك اتجاه عام لها يمكن تحديده بالرسم. وإذا وقعت جميع النقط على خطالانحدار كان ذلك دليلاً على الارتباط الكامل بين الظاهرتين، وكلما قربت النقط من خط الاتجاه العام أو وقع معظمها عليه كان ذلك دليلاً على شدة الارتباط بين الظاهرتين، بينها إذا بعدت معظم النقط عن خطالانحدار كان ذلك دليلاً على ضعف الارتباط بينها أذ بعدت معظم النقط عن خطالانحدار كان ذلك دليلاً على ضعف الارتباط بينها . وبمعنى آخر أنه كلما كان تشتته النقط حول الانحدار كبيراً كلما ضعف الارتباط والعكس كلما كان تشتتها ضعيفاً كان ذلك دليلاً على شدة الارتباط بين الظاهرتين اللتين ندرس العلاقة بينها (۱).

وخط الانحدار بذلك يوضح لنا بيانياً العلاقة بين الظاهرة بن فهو يبين لنا كيف تميل الظاهرة التابعة إلى التغير نتيجة تغير معين في الظاهرة المستقلة ، على أن هذا التغير في الظاهرة التابعة الذي يظهره الرسم ليس هو حمّاً نفس التغير الـذي يحدث في الواقع العملي ـ تماماً مثل المتوسط لعدة قيم ـ فلا يعني هذا المتوسطان جميع القيم متساوية حمّاً ، لذلك يسمى خط الانحدار أحياناً بخط العلاقة المتوسطة بين الظاهرتين حيث يعطينا القيمة النظرية للمتغير التابع التي تقابل قيمة معينة للمتغير المستقل . وهذه القيمة الثالثة قد تكون هي نفسها القيمة الواقعية وقد تختلف عنها المستقل . وهذه القيمة الثالثة من النظرية للمتغير التابع من قيمته الواقعية كلما كان خط الانحدار عمثل العلاقة بين الظاهرتين تمثيلاً صادقاً ، وكلما ذلك دليلاً على أن خط الانحدار عمثل العلاقة بين الظاهرتين تمثيلاً صادقاً ، وكلما

⁽١) عبد العزيز هيكل، المرجع السابق، ص ص ٢٠ ـ ٢١ ـ ٢١.

بعدت القيم النظرية عن القيم الواقعية كلم دل ذلك على ضعف تمثيل خطالانحدار للعلاقة بين الظاهرتين(١).

شكل الانتشار: Scatter Diagram

مما سبق يبدو أن الارتباط والانحدار بينهما علاقة متبادلة ، فإذا علم أحدهما أمكن إيجاد الآخر منه ، وبمعنى آخر أنه في الإمكان حساب معامل الارتباط بين متغيرين بمعلومية مجموعة من أزواج القيم المتناظرة لهما ، ونستطيع أن ننظر إلى هذه الأزواج من القيم من ناحية أخرى نظرة هندسية على أن كل زوج منها يعين نقطة في مستوى الورقة بالنسبة إلى محورين متعامدين يمثل أحدهما قيم أحد المتغيرين ويمثل الآخر قيم المتغير الآخر ، وعند تمثيل هذه القيم بالنقط كها ذكرنا نحصل على ما يسمى «شكل الانتشار».

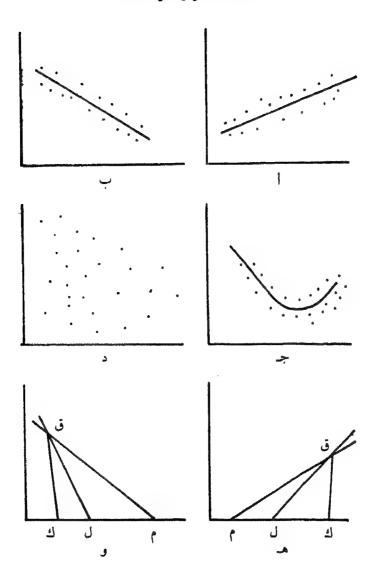
والنقطفي شكل الانتشار قد تتجمع حول اتجاه معين فيقال أن المتغيرين بينها ارتباط، أو تكون مبعثرة بلا نظام أو اتجاه فلا يكون بين المتغيرين أي ارتباطكما في شكل (١٤) د) وعند تجمع النقطحول اتجاه معين قد يكون هذا الاتجاه مستقياً فيقال إن شكل الانتشار مستقيم مثل الشكلين (١٤)، (١٤)، (١٤). أو منحنياً فيقال إن شكل الانتشار منحن مثل (١٤) جـ).

ونحاول عندئذ أن نوفق خطاً مستقياً أو خطاً منحنياً يطابق هذه النقطأحسن مطابقة . ومن أهم الشروط اللازمة لذلك أن يمر الخطباكبر عدد ممكن من هذه النقط ويمر خلال باقي النقط بالتوازن والخط الناتج يسمى خط الإنتشار أو خط الانحدار ويمكن الحصول على هذا الخط بمحاولة رسمه ليطابق النقط، أو الأفضل باستخدام طريقة جبرية هي طريقة المربعات الصغرى Method Of Least Squares .

وتعني هذه الطريقة أن الخطالذي نريد توفيقه للنقط سواء كان مستقيماً أو منحنياً يشترط فيه أن يمر بجميع النقط فلا بدأن بعض النقط على العموم سوف لا تقع

⁽١) المرجع السابق، ص ٤٢١.

شكل رقم (١٤) أشكال الانتشار وخطوط الانحدار



عليه بل تنحرف عنه، أي أنه إذا أخذنا قيمة س لأي نقطة وقدرنا بين معادلة الخط قيمة ص الفعلية للنقطة، أي قيمة ص الفعلية للنقطة، أي قيمة ص المشاهدة بين بيانات المجموعة، وقد نجدها غير مساوية لها. والفرق بين قيمة ص

المشاهدة وقيمتها المقدرة يسمى انحراف النقطة عن خط الانحدار. وأساس هذه الطريقة اعتبار الخط الذي يكون مجموع مربعات انحرافات النقط عنه أصغر ما يمكن (١٠).

وللدلالة على ذلك نعود إلى مثالنا عن الأرض الرعوية (جدول رقم ٢٢) فقد أوضحنا أن مقدار الأرض الرعوية مرتبط بمقدار الأرض المرتفعة في قرى الإقليم (د = + ٥٠, ٥). وقد يكون من المفيد أن نعرف أي قدر من الأرض الرعوية هو الذي يرتبط بأي ارتفاع. [فإذا كانت نسبة الأراضي التي تزيد على ٥٠٥ متراً مثلاً في قرية ما هي ٥٠٪، فكم من هذه المساحة سيكون رعوياً؟]

وكيا سبق القول أن شكل العلاقة يمكن أن يتضح بسهولة تامة بواسطة رسم بياني وهو الرسم الذي يبين العلاقة بين متغيرين أحدها تابع Dependent نوقعه على المحور الصادي والأخر مستقل Independent نوقعه على المحور السيني، وعلى ذلك نبدأ في توقيع بيانات الأرض الرعوية والارتفاعات الخاصة بكل قرية من القرى على مثل هذا الرسم. وفي بادىء الأمر علينا أن نحدد ما هو المتغير التابع وما هو المتغير المستقل، من الواضح أن الأرض الرعوية تعتمد على الارتفاع ومن ثم فنسبة الأرض الرعوية هو المتغير التابع ونوقعه على المحور الصادي (شكل 10 - أ).

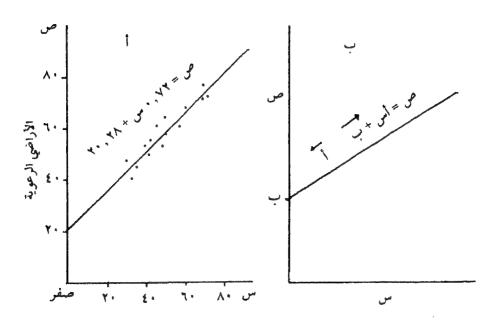
ومن هذا الرسم البياني يمكن ملاحظة أن الشكل العام للعلاقة بين المتغيرين يأخذ _ بصفة عامة _ خطاً مستقياً (تسمى بالعلاقة الخطية)، ويبين الخط المستقيم الاتجاه المتوسط للعلاقة فإذا عرفنا الشكل الدقيق لهذا الاتجاه المتوسط فيمكننا أن نبدأ في إجابة السؤال الذي سألناه من قبل وهو «ما هو المقدار المعين في متغير ما الذي يرتبط بمقدار معين في المتغير الآخر؟».

وفي المثال السابق يمكن أن نلاحظ اتجاه الخطبمجرد النظر، ولكن حتى نكون أكثر دقة علينا أن نحسب رياضياً الموقع الدقيق لهذا الحط المتوسط في الرسم البياني

⁽١) حسن محمد حسين، البحث الإحصائي، المرجع السابق، ص ص ١٦٧ - ١٦٨.

والذي يعرف بخط الانحدار، ويمثل «أحسن توفيق» لخطيم بمجموعة من النقطعلى رسم بياني.

شكل رقم (١٥) خطوط الانحدار أ ـ الأراضي الرعوية والارتفاع ب ـ الشكل العام لخط الانحدار



ولما كان الخط المستقيم على أي رسم بياني يظهر بوضوح علاقة القيم على المحور الصادي بمثيلتها على المحور السيني، فقيمة ص ترتبطبقيمة س، فإن الشكل النهائي (الكلي) لهذه العلاقة يعكسه موقع وانحدار هذا الخطعلى الرسم البياني. وعلى ذلك إذا كنا نريد معرفة كيف ترتبطقيم ص بقيم س فعلينا أن ناخذ في الاعتبار موقع وانحدار أحسن خطمتوسط تم توفيقه والذي يمر بالنقط الفعلية. وبصفة عامة فقد وجد أن العلاقة بين ص إلى س تبينها المعادلة التالية:

حيث أهي مقياس انحدار الخط،

ب تحدد موقع الخط على الرسم البياني وذلك بتحديد النقطة التي يقطع فيها الخط المحور الصادي (شكل ١٥ ـ ب).

وبعد أن نحدد قيمة أ، ب لعلاقة ما يكون من السهل حساب قيمة ص (المراعي في مثالنا) المرتبطة بقيمة س (الارتفاع)، وإذا كان لدينا ارتفاع معلوم (س) فسيكون من السهل حساب قيمة (ص) بتعويض الأرقام في المعادلة

ص = أس + ب.

ولكن قبل إجراء ذلك علينا أن نحسب أ، ب. وهناك معادلة تساعدنا في حساب قيمتها ، فنستطيع حساب قيمة أ بالتعويض في المعادلة:

حيث ن = عدد أزواج المشاهدات.

وبنفس الطريقة نستطيع أن نحسب قيمة ب بالتعويض في المعادلة:

وقبل كل شيء لكي نحسب قيمة أ، ب علينا أن نحسب مجه س، مجه ص، مجه س ص، مجه س ص، مجه س ص، وكل هذه القيم سبق حسابها عند استخراج قيمة ر وذلك باستثناء مجه س ص. ولذلك فلن يأخذ ذلك قدراً كبيراً من العمل!.

وفي هذا المثال بالذات تم حساب القيم التالية:

وبالتعويض للحصول على قيمة (أ):

$$\cdot, \forall Y = \frac{\Upsilon \xi \wedge \lambda \xi - \Upsilon V \cdot \mathbf{q}}{1 \cdot Y / \Upsilon (7 \cdot 1 \cdot Y) - \Upsilon \xi \Upsilon \wedge 7} = 1$$

وللحصول على قيمة (ب):

وعلى ذلك بصبح في إمكاننا استخدام المعادلة ص = أس + ب لكي نرسم خطالانحدار، فقد سبق أن حسبنا قيمة أ، ب وعلى ذلك يكون خطالانحدار في هذا المثال هو:

وحتى يمكن أن نحدد موقع الخطعلى الرسم البياني فإننا نحسب قيمتي ص التاليتين:

(١) قيمة ص عندما تكون س هي الوسط الحسابي (سَ) لمجموعة البيانات.

(٢) قيمة ص عندما تكون س أية قيمة أخرى.

وعلى ذلك نجد في مثالنا الذي نتعامل معه حيث قيمة سَ تساوي ١,٠٥٠ ـ أن المعادلة هي:

$$.$$
 \forall Y , Y = Y \cdot , Y A $+$ (Y Y Y Y) (Y Y Y Y Y Y

وهاتان هما القيمتان اللتان نوقعهما على رسمنا البياني الأصلي (m=0,0) ويبدو عندما تكون m=0,0 ، m=0,0 ، m=0 عندما تكون m=0 ، m=0 ، m=0 ، m=0 نالخط فإن هذا الخطير كمتوسط في منتصف مفردات ذلك في الشكل m=0 ، وكما نلاحظ فإن هذا الخطير كمتوسط في منتصف مفردات منظومة النقط على الرسم البياني. لاحظ أيضاً كيف أن هذا الخطيقطع المحور الصادي عند قيمة m=0 ، m

وعلى أية حال يكون من الضروري في بعض الأحـوال ألا نستخـدم ورق

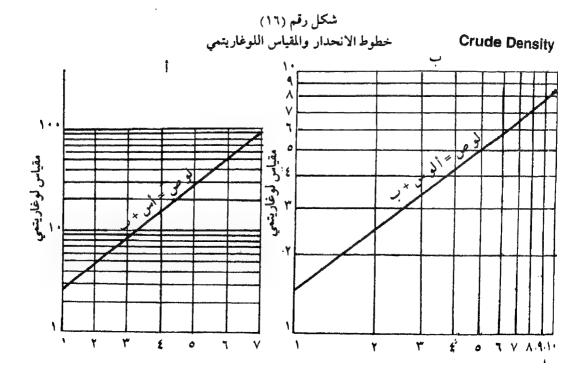
الرسم البياني العادي (والذي وقعنا عليه حتى الآن خط الانحدار) ولكن نستخدم إما الورق البياني شبه اللوغاريتمي أو اللوغاريتمي.

وفي مثل هذه الأحوال فإن أحد المحورين المستخدمين في الرسم البياني أو كليهما سيكون بمقياس لوغاريتمي. ومن الضروري حينئذ عندما نحسب شكل خط الانحدار أن نستخدم اللوغاريةات المناسبة وليس الأرقام الأصلية.

وعلى العموم يمكننا أن نقول:

1 _ عندما نستخدم ورق بياني شبه لوغاريتمي فإن المحور السيني سيكون بمقياس حسابي عادي بينما المحور الصادي سيكون بمقياس لوغاريتمي. وعلى ذلك فإن كل الحسابات التي تتضمن قيم ص ستتم باستخدام لوغاريتمات قيم ص ففي تلك الحالة سيكتب الشكل النهائي لخط الانحدار على النحو التالى:

لوص = أس + ب (شكل ١٦ ـ أ).



عندما نستخدم ورق بياني لوغاريتمي فإن كلاً من قيم س، ص ستتحول
 إلى قيم لوغاريتمية ومن ثم سيكون شكل خط الانحدار على النحو التالي :
 لو ص = أ لو س+ب (شكل ١٦ - ب) .

وعلى ذلك فمن الممكن تقدير قيمة ص إذا كانت لدينا قيمة س على اعتبار أن هناك علاقة ارتباطية بين القيمتين وهذا إذن انحدار ص بالنسبة إلى س (أو انحدار ص على س كما يسمى ذلك بالتعبير الإحصائي) والآن ما الذي فعلناه بالضبط؟ . لعلك تذكر أننا بدأنا الحديث بالقول أننا نريد الحصول على خطيبين لنا نوع العلاقة المتوسطة لمجموعة النقاط على رسم بياني وذلك هو ما فعلناه تماماً فقد وضعنا الخطعبر منتصف النقاط بطريقة كانت المسافات بين النقاط وهذا الخطهي أقسل ما يكن . (أي أننا جعلنا المسافة بين الخطوالنقاط هي أدنى مسافة ممكنة) وحتى الآن فقد قمنا بقياس قيم وص» بالنسبة إلى قيم وس» وبمعنى آخر قللنا المسافات إلى أدنى حد ممكن بشكل رأسي على الرسم البياني . وعلى ذلك فإن المسافات الرأسية للنقط عن الخطهي الحد الأدنى، وقد حسب قياس هذه المسافة في معادلتنا (بسربيم) عن الخطهي الحد الأدنى، وقد حسب قياس هذه المسافة في معادلتنا (بسربيم) لمسافات حتى يمكن إزالة العلامات الجبرية ـ لاحظ عدد القيم المربعة في معادلتنا لمسافات الصغرى) .

وينبغي القول بأنه من السهل أن نحسب خط انحدار لقيمة س على ص والتي تقيس (المربعات الصغرى) في اتجاه أفقي ، ومن الواضح أن هذا الخطسيكون ذا انحدار مختلف عن انحدار خطض على س ولكن سيقطع خطص على س عند نقطة القيمة المتوسطة . وعلى ذلك فهناك باستمرار خطان للانحدار في أية مجموعة بيانات أحدها يتنبأ بقيمة ص على س والآخر يتنبأ بقيمة س على ص ، وبطبيعة الحال فإن شكل خطالانحدار يختلف من مسألة إلى أخرى من المسائل التي نتعامل معها ، ففي بعضها يكون الانحدار أكبر بكثير من الخط الذي حسبناه الآن ، وفي البعض الآخر سيكون أقل من ذلك . والمهم دائها أن نتذكر أن خطالانحدار يصف الشكل الإجمالي للعلاقة بين متغيرين بينا يدل معامل الارتباط ببساطة على مدى هذه العلاقة .

وبالأضافة إلى ذلك فإن معادلة خط الانحدار (الخط المستقيم) يمكن تطبيقها في تحديد الأتجاه العام للظاهرات السكانية، ومنها على سبيل المشال تحديد اتجاه معدلات الوفيات في فترة زمنية محددة، ومثال ذلك أننا إذا أردنا أن نحسب الاتجاه العام لمعدلات وفيات الأطفال الرضع الناتجة عن أمراض الجهاز التنفسي بالاسكندرية في الفترة من ١٩٥٠ ـ ١٩٦١ والتي يبينها الجدول رقم (٢٦) فإننا نطبق معادلة الخط المستقيم.

جدول رقم (٢٦) معدل وفيات الأطفال الرضع بالاسكندرية الناجمة عن أمراض الجهاز التنفسي في الفترة من ١٩٥٠ ـ ١٩٦١

معدل الوفيات في الألف	السنة
۲٠,٦	190.
Y 7, V	1901
۲۳,۹	1907
۲۷,0	1904
40,9	1908
78,1	1900
۱۸,۸	1907
۱٧,٤	1907
19,8	1901
19,1	1909
٧٠,٠	197.
19,4	1971

ثم نحصل على قيمة أ، ب وبطريقة أخرى وذلك باستخدام المعادلتين:

ثم يعمل الجدول التالي:

س ص	س ۲	ص	س	السنة
۲۰,٦	١	۲۰,٦	١	190.
٥٣, ٤	٤	Y7,V	۲	1901
٧١,٧	٩	44,4	٣	1907
11.,.	١٦	۲۷,0	٤	1904
149,0	70	40,9	0	1908
188,7	4.1	Y£, 1	٦	1900
141,7	٤٩	۱۸,۸	V	1907
189,4	7 £	۱۷, ٤	٨	1904
144,4	۸۱	19,4	٩	1901
194, •	١	19,1	١.	1909
77.,.	171	۲۰,۰	\ \ \ \	197.
741,7	126	19,4	14	1971
1777,9	70.	777,7	٧٨	الجملة

وبالتعويض في المعادلة الأولى ينتج أن:

وبضرب (٣) في ٦,٥ ينتج أن:

ومن الواضح أن الميل في الاتجاه العام ميل سلبي، أي يتجه نحو الهبوط. ومعامل س وهو – ٦١٢, • يسمى الاتجاه، ومعنى هذا أن الظاهرة تميل قيمها إلى الهبوط بمقدار ٢١٢, • سنوياً.

٣ - المقارنات النظرية النسبية:

ص = - ۲۱۲ - س + ۲۵,۹۲ .

ن المعادلة هي:

Theoretic Explanatory Comparisons

هناك طريقة مختلفة نوعاً ما عن الطرق السابقة لشرح التوزيعات التي نتعامل معها تعرف بالطريقة الاستنتاجية النظرية، ونستطيع بهذه الطريقة أن نقارن التوزيعات الفعلية لظاهرة ما والتوزيعات الافتراضية لنفس الظاهرة (أي مقارنة البيانات الواقعية بالبيانات المستنبطة على أساس افتراض معين وهو افتراض نظري بطبيعة الحال). كذلك نستطيع بها مقارنة نتائج عينة أجريناها في منطقة ما بالمجتمع الإحصائي الذي سحبنا منه هذه العينة حيث نحصل على بيانات من العينة تختلف

بعض الشيء عن المتوقع، وتصبح المشكلة أمام الباحث هي اختبار التطابق بين البيانات الواقعية والبيانات الافتراضية _ أو بين البيانات التي حصل عليها من عينة ما والبيانات المتوقعة _ وذلك حتى يمكن أن يحكم على افتراضه فإما أن يطمئن إليه ويعتبره مناسباً غير بعيد عن الحقيقة وإما أن لا يعتبره كذلك فيستبعده، فإذا كان كل من التوزيعين (الفعلي والمتوقع) متطابقين، فسنعرف أن العوامل التي افترضناها كعوامل هامة في توزيعنا النظري ستكون بالتالي عوامل هامة في التوزيع الحقيقي.

والآن لنأت إلى مثال يوضح لنا تطبيق هذه الطريقة الاستنتاجية النظرية (۱٬۰ ولنفترض أننا جمعنا بيانات عن مساحة الأراضي الرعوية في مزارع ١٣٥ قرية بأحد الأقاليم ووجدنا أن التوزيع التكراري الفعلي (المشاهد) للمزارع التي تزيد نسبة المراعي بها على ٥٠٠ متراً كما يبين الجدول رقم (٢٧) فيبدو لنا من أول نظرة على الجدول أن معظم المزارع التي تزيد نسبة المراعي بها على ٥٠٪ من جملة مساحتها توجد في قرى ترتفع بها نسبة الأراضي التي تزيد على ٥٠٠ متراً، وسيكون الاستنتاج أن الارتفاع هو العامل الهام في تحديد مساحة المراعي، ولكن هذا الاستنتاج تقريبي جداً في التحليل الإحصائي ذلك لأنه في النهاية مجرد تخمين بديهي قد يكون صائباً وقد لا يكون و يحدد بأن الوضع في هذه الحالة هو هكذا.

جدول رقم (۲۷) التوزيع التكراري (۱۳۵ قرية تزيد بها نسبة المراعي على ٥٠٪)

	نسبة الأراضي التي تعلو على ٥٠٠ متر (٪)							
141	۸٠-٦١	7 - 21	٤٠- ٢١	صفر - ۲۰	عدد القرى			
۸۰	۳.	١٠	١.	6	المراق			

⁽١) تستخدم هذه الطريقة فقط إذا كانت البيانات مقسمة إلى مجموعات وبمعنى آخر فهي طريقة للبيانات المتقطعة فقط(راجع .Toyne, P. and Newby op. cit., p. 51-60) .

أ... فرض العدم: The Null Hypothesis

نستطيع في الواقع أن نقيس مدى الارتباط الفرضي السابق الذكر بأن نقوم بعمل توزيع نظري للمزارع التي يفترض أن تكون موجودة إذا لم يكن عامل الارتفاع ذا أهمية في تحديد المراعي بها، (أي ننشىء توزيعاً افتراضياً) فإذا كان التوزيع الفعلي مشابهاً في شكله مع التوزيع النظري فنستطيع القول بأن الارتفاع ليست له أهمية كعامل مؤثر في التوزيع، وإذا لم يكن التوزيع النظري مشابها للتوزيع الفعلي فنستطيع القول بأن من المحتمل أن الارتفاع له أهمية كعامل مؤثر في التوزيع.

وعلى ذلك يصبح من الضروري أن نقوم بعمل توزيع نظري معقول وهذا التوزيع النظري نسميه (فرض عدم) ذلك لأنه توزيع غير موجود في الواقع بل افتراضي، والذي يمكن أن يحدث فقطإذا لم يكن للعوامل التي نراها في الواقع أي تأثير، وفي مثالنا هذا فإن (فرض العدم) هو أن الارتفاع ليس عاملاً هاماً في توزيع المراعي، فإذا كان الأمر كذلك فإن عدد المزارع الموجودة في كل فئة من فئات الارتفاع سيكون متطابقاً، (أي نفس العدد)، وحيث أن هناك خمس فئات للارتفاع وهي (صفر ٢٠٠٠ متى ٨١ م ١٠٠٠)، وأن عدد المزارع ١٣٥ فيترتب على ذلك أن نتوقع (في ضوء فرض العدم) أن هناك مزرعة في كل مجموعة من عجموعات الارتفاع ، ويكون التوزيع التكراري المتوقع حينئذ كما يبينه الجدول رقم (٢٨).

جدول رقم (٢٨) التوزيع التكراري المتوقع في ١٣٥ قرية نسبة المراعي بكل منها أكثر من ٥٠٪ اعتماداً على فرض العدم أن الارتفاع ليس له تأثير في تحديد مساحة المراعي

(نسبة الأراضي التي تزيد على ٥٠٠ متر (٪)							
1	۸۰-٦١	7 - 21	٤٠-٢١	۲۰ - ۰	عدد التاء			
YV	**	YV	**	**	القرى			

ب _ مقارنة القيم المشاهدة بالقيم المتوقعة:

بعد ذلك يمكننا الآن أن نقارن القيم المشاهدة (ش) بالقيم المتوقعة (م)، ويمكن أن نفعل ذلك بتطبيق ما يعرف باختبار كاي تربيع Chi-Squared (يكتب كا)، وهو أداة إحصائية تساعدنا في مقارنة البيانات الواقعية بالبيانات الافتراضية حتى يمكن أن نحكم على افتراضنا فإما أن نطمئن إليه ونعتبره مناسباً غير بعيد عن الواقع وإما لا نعتبره كذلك فنرفضه، ويتم حساب كاي تربيع بإضافة الفرق بين كل تكرار مشاهد وتكرار متوقع ثم بتربيع هذا الفرق وقسمته على التكرارات المتوقعة.

$$\sum_{m=0}^{\infty} \frac{(m-n)^{m}}{m}$$

وسنجد أنه من السهل حساب كا إذا وضعنا بياناتنا في جدول مماثل للجدول رقم (٢٩).

جدول رقم (۲۹) حساب کاي تربيع (بيانات الجدولي ۲۷،۲۷)

متر	على ٥٠٠	، التي تزيد	ببة الأراضي	نہ				
141	۸٠-٦١	7 21	٤٠- ٢١	۲۰ _ ۰				
۸۰	۳.	١.	١.	0	التكرارات المشاهدة(ش) (جدول رقم ۲۷) التكرارات المتوقعة (م)			
44	44	**	Y V	**	(جدول رقم ۲۸)			
٥٣	٣	1٧ -	17 -	YY -	ش – م			
44.4	٩	۲۸۹	444	£A£	(ش – م)۲ مه			
1 • £ , • £	٠,٣٣	۱۰,۷	۱۰,۷	14,94	(ش - م) ^۲ ش			
	مجد (ش - م) ^۷ = ۱۶۳, ۷							

وقيمة كا هذه تشبه إلى حد ما قيمة معامل الارتباط[رأورس] في أنها توضح كيف تتباين مجموعة بيانات معينة عن مجموعة بيانات أخرى، ولكنها لا تعطي معنى فورياً كرقم في حد ذاته.

وهذا الاختبار (كا) باختصار يعرف باختبار حسن المطابقة الذي يمكننا من تأكيد الرأي أو استبعاده، وينبغي أن نختبره لكي نرى ما إذا كان الفرق بين مجموعتي البيانات التي يمثلها فرقاً معنوياً (حقيقياً) أم لا، وسنشرح ذلك في الفصل التالى.



الفصل التادس المعتنوبية (!)

(١) اعتمدنا في هذا الفصل على:

Toyne P. and Newby P., Techniques in Human Geography, London, 1984, pp. _ 1 61-66.

٧ ـ عبد العزيز هيكل، مبادىء الأساليب الإحصائية، بيروت، ١٩٧٤.



سبق أن رأينا أن المقارنات إما أن تكون وصفية أو تفسيرية ورأينا كذلك أن الطرق الإحصائية الدقيقة قد تساعدنا على عمل مقارنات دقيقة أيضاً، إلا أننا عندما نقار ن مجموعتي بيانات عن ظاهرة واحدة نكون في حاجة إلى التأكد من أن أية اختلافات أو تشابهات بين المجموعتين لم تحدث بالصدفة، فمن الممكن مشلاً في دراستنا عن استخدام الأرض أن نكون قد اخترنا قرى مختلفة ولا تظهر الأرقام الخاصة بها نفس الفوارق مطلقاً رغم تأكدنا انها قد اختيرت كعينة دقيقة مستخدمين أساليب المعاينة التي شرحناها في حديثنا عن العينات.

كذلك في حديثنا عن الارتباط قد تؤدي معاملات الارتباط إلى نتائج مضللة رغم أنها حسبت بدقة ، فمن المكن مشلاً أن يكون الارتباط قد حدث بطريق الصدفة ، وقد تكون الأرقام التي وردت في مجموعتنا البيانية قد تصادف وكانت هي الأرقام الصحيحة التي أدت إلى هذا الارتباط. ففي مثالنا عن استخدام الأرض مثلاً ، ربما تكون عينة القرى التي اخترناها قد جاءت بالصدفة ، أي تصادف وأدت الى مجموعة الأرقام والتي أدت بدورها إلى وجود ارتباط، بينا لو اخترنا مجموعة أخرى من القرى في الإقليم وحتى مع فرض صحة أساليب المعاينة ، فقد لا يظهر ارتباط على الإطلاق ، وفي تلك الحالة فإن الارتباط الذي ظهر في الحالة الأولى يكون قد حدث بمجرد الصدفة البحتة .

ومن الضروري حينئذ أن نجد طريقة ما لاختبار مقارناتنا لنرى ما إذا كانت تحدث بالصدفة ، وما إذا كانت الفوارق بينها معنوية (حقيقية) إحصائياً ، ومعنى أن الفوارق معنوية أن المقارنة لم تحدث بطريق الصدفة .

وحيث أن المقارنات التي يمكن أن نجريها ذات أنواع مختلفة فكذلك الحال بالنسبة للطرق التي نستخدمها لكي نقرر ما إذا كانت هذه المقارنات معنوية أم لا. ومن ثم فإن طرق المقارنة المختلفة الثلاث التي سبق أن أوضحناها لها اختبارات معنوية معينة يمكن أن تنطبق عليها.

فالمقارنات الوصعية البحتة يمكن اختبارها بحساب الخطأ المعياري للفرق Standard error of the difference واستخدام اختبار «ت» استيودنت Student'S "T" test والارتباطات في المقارنات الاستنتاجية التفسيرية تختبر بواسطة اختبار «ت» استيودنت (معدلاً) وبتوفيق ما يعرف بحدود الثقة لخطوط الانحدار، والتفسيرات الاستنتاجية النظرية يمكن اختبارها باختبارات عدة لعل أكثرها استخداماً هو كالم الذي يختبر المعنوية اختباراً دقيقاً بارتباطه بما يعرف بدرجات الحرية (ونحصل على ذلك من جدول كاي تربيع الذي يبين درجات الحرية مقابل احتال الحصول على قيمة كاي تربيع بطريق المصادفة)

١ ـ المعنوية في المقارنات الوصفية البحتة

سبق القول بأن العامل الأساسي الذي يدفعنا لإجراء اختبارات المعنوية في العينات هو أننا ربما نكون بطريق الصدفة قد اخترنا فقط أرقاماً إذا عولجت إحصائياً فإنها ستبين أن هناك فرقاً معنوياً بينها.

فعندما قارنا مجموعتي بيانات لمثالين مختلفين عن ظاهرة واحدة (مشل استخدام الأرض في القرى بإقليمين رئيسين) بدأنا بمقارنة الوسط الحسابي لكلا المجموعتين، والأن وحيث أن كلا من المجموعتين عبارة عن عينة من إجمالي المجتمع الإحصائي فقد تعاملنا أيضاً هنا مع «متوسطات العينة»، وتصبح المشكلة الكبرى حينئذ في تحديد ما إذا كان الفرق بين متوسطي العينتين معنوياً أم لا _ هي معرفة ما إذا كانت المتوسطات الحقيقية (أي متوسطات إجمالي المجتمع الإحصائي) ستختلف بنفس مدى اختلاف متوسطات العينة.

أ. الخطأ المعياري لمتوسط العينة Standard error of the mean

من الحقائق الإحصائية المعروفة أن متوسط العينة معرض لبعض الخطأ ذلك لأنه مجرد رقم حسب على أساس عينة ، وليس على أساس المجتمع ككل ، وقد نريد معرفة ما إذا كان متوسط هذه العينة (المحسوب) يختلف أو لايختلف عن متوسط المجتمع المعروف ، لأنه قد يكون هناك فرق ظاهري ينتج عن أن المتوسط محسوب من عينة والمطلوب هو معرفة ماذا يحدث لهذا المتوسط إذا ما سحبنا عدداً كبيراً جداً من عينات مماثلة للعينة الموجودة ، وهنا لا بد أن نقار ن الفرق بين متوسط المجتمع ومتوسط العينة . ويمكن تقدير هذا الخطأ ببساطة تامة باستخدام معادلة تعرف بمعادلة الخطأ المعياري للمتوسط _ أو الخطأ المعياري _ [جاءت كلمة المعياري هنا بسبب استخدام الانحراف المعياريع في حساب هذا الخطأ ويمكن الحصول على هذا الخطأ المعياري بقسمة الانحراف المعياري على البجار التربيعي لعدد عناصر العينة على النحو التالي:

الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي =
$$\frac{2}{\sqrt{\dot{v}}}$$

حيث ن = عدد عناصر العينة.

$$m = m \pm \frac{\pi(3)}{\sqrt{G}}$$
 باحتمال قدره ۹۹٪

ب . الخطأ المعياري للفرق بين متوسط عينتين

Standard error of the difference

والآن عندما نقارن متوسط عينتين فمن الواضح أن كل متوسط منهما معرض لخطأ معياري، وعلى ذلك فإننا سنجد في مجموعة البيانات س أن هناك خطأ معياري لقيمة س (الخطأ المعياري للمتوسطس) وفي مجموعة بيانات ص سنجد الخطأ المعياري لقبمة ص (الخطأ المعياري للمتوسط ص)، وفي مثالنا عن استخدام الأرض فإن القيم هي على التوالى:

ولكن السؤال الهام هو هل هذا الفرق بين قيمة سَ ، وقيمة صَ فرق معنوي (حقيقي) أم لا؟ .

وكما سبق القول في الحديث عن متوسط العينة في كل مجموعة ، فإن الفرق بين متوسطي العينتين معرض هو الآخر لبعض الخطأ ونحتاج حينئذ إلى حساب ما يعرف بالخطأ المعياري للفرق بين متوسطي العينتين (أي الخطأ المعياري بين س

ج - مستوى الاحتمالات Probability Levels

كما أن للخطأ المعياري للمتوسط خصائص احتمالية معينة فكذلك الأمر بالنسبة للخطأ المعياري للفرق بين متوسطي العينتين، وعلى ذلك يمكننا القول بأن:

الخطأ المعياري (سَ - صَ)
$$\pm (\frac{3m}{\sqrt{im}} + \frac{3m}{\sqrt{im}})$$

- احتمال بنسبة ٩٥٪ أن الخطأ المعياري لقيمة س - ص

 $(\frac{3}{\sqrt{\sqrt{10}}} + \frac{3}{\sqrt{10}}) + \frac{3}{\sqrt{10}})$ الخطأ المعياري (س – صَ ± 7 ($\sqrt{10}$

- احتمال ٩٩٪ أن الخطأ المعياري لقيمة سَ - صَ = الخطأ المعياري القيمة سَ + ع صَ الخطأ المعياري (سَ - صَ) $\pm \%$

وبمعنى آخر إذا كان بالفرق بين متوسطي العينيتين (س - ص) أكبر من ضعف الخطأ المعياري للفرق فإن الفرق يحتمل أن يكون معنوياً (حقيقياً) (هناك احتمال ٥٪ فقط بأنه حدث بطريق الصدفة)، وإذا كان أكبر من ثلاثة أمثال الخطأ المعياري للفرق، فمن المؤكد أنه معنوي (حقيقي)، (أي أن هناك احتمال ١٪ فقط بأنه حدث بطريق الصدفة).

ويؤدي بنا ذلك في الواقع إلى الطريق المختزلة لمستويات المعنوية (أو الجوهرية أو الدلالة)

- _ إذا كان هناك احتمال قدره ه ٩٪ أن ذلك لم يحدث بطريق الصدفة (وهناك طبعاً احتمال ه٪ أنه حدث بطريق الصدفة) فمن المحتمل أن يكون الفرق معنوياً (حقيقياً).
- _ إذا كان هناك احتمال قدره ٩٩٪ أن ذلك لم يحدث بطريق الصدفة (وهناك طبعاً احتمال ١٪ أنه حدث بطريق الصدفة) فإن الفرق يكون معنوياً (حقيقياً).
- _ إذا كان هناك احتمال قدره ٩ , ٩٩٪ أن ذلك لم يحدث بطريق الصدفة (وهناك طبعاً احتمال ١ , ٠٪ أنه حدث بطريق الصدفة) فإن الفرق يكون معنوياً بدرجة عالية .

وفي مثالنا السابق الذي نتعامل معه رأينا أن الفرق الفعلي (سَ - صَ) = 7,7٪ والخطأ المعياري للفرق = 5, 1, 1 إذن نستطيع أن نستنج باطمئنان أنه طالما أن (سَ - صَ) أكبر من ثلاثة أمثال الخطأ المعياري للفرق فإن الفرق بين الإقليمين في نسبة المراعي فرق معنوي (حقيقي) بدرجة عالية.

د_ اختبار «ت» استيودنت Student's "T" Test

وهو أحد الطرق البسيطة للوقوف على مستوى الاحتمالات، ويرتبط بالفرق بين متوسطات العينات والخطأ المعياري للفرق بين هذه المتوسطات، فقد سبق أن تعاملنا مع قيم الحراف معياري قدرها ١، ٢، ٣، ولكن إذا قسمنا الفرق بين متوسطي العينتين على الخطأ المعياري لهذا الفرق فسنحصل على مقياس أكثر دقة يبين كم مرة تكون فيها القيمة الفعلية أكبر من الخطأ المعياري وتعرف هذه الطريقة باختبار «ت» استيودنت [استيودنت Student كان الإسم الذي يوقع به الرياضي جوست كتاباته، والذي كان أول من ابتكر هذا الاختبار]. والمقياس الذي حسبناه للتو كقيمة (ت) هو:

وفي مثال فإن قيمة «ت» =
$$\frac{70,7}{8.8}$$
 = $10,0$

وقيمة ت هذه يمكن البحث عنها في سلسلة من الجداول أو على رسم بياني، وذلك لكي تبين لنا نسبة احتمال وقوع الحدث بطريق الصدفة، وفي هذه الجداول (الموجودة في ملحق معظم كتب الإحصاء التفصيلية) نبحث عن قيمة «ت» مقابل ما يعرف «بدرجات الحرية». ودرجات الحرية هي ببساطة اصطلاح إحصائي يرتبط بعدد عناصر العينة، ونحصل عليها كعدد عناصر العينة ناقص واحد، وحيث أننا نتعامل هنا مع عينتين فإن درجة الحرية هي عدد العناصر في كل من المجموعتين ناقص γ ، وعلى ذلك فإن لدينا مجموعتين عدد العناصر بكل منها ١٠ عناصر فتكون درجات الحرية هي ٢٠ - γ = ١٨.

وبذلك نصبح في أوضع يسمح لنا بأن نستنتج ما إذا كان الفرق بين متوسطي العينتين معنوياً (حقيقياً) أم لا، فنقرأ في الجداول قيمة «ت» التي تساوي ٨٨ ٥ مقابل ١٨ درجة من درجات الحرية ونرى أن الفرق بين الإقليمين (س، ص) قد حدث بالصدفة في ١ , ٠ ٪ فقطمن كل الحالات ، وأن هناك احتمالاً قدره ٩ , ٩٩٪

أن الفرق معنوي (حقيقي) ومن ثم يكون الفرق حينئذ معنوياً بدرجة عالية.

٢ - المعنوية في الارتباط والانحدار

تتشابه الطرق المستخدمة لاختبار معنوية معامل الارتباط وخطوط الانحدار مع تلك التي ذكرناها لاختبار متوسط العينات كها سبق الذكركها أنها تعد ضرورية لنفس الأسباب التي ذكرناها عن الاختبارات السابقة.

أ اختبار «ت» استيودنت وقيم «ر»:

بعد حساب معاملات الإرتباطبين ظاهرتين نسأل أنفسنا سؤالاً عما إذا كانت المعاملات قد حدثت بالصدفة أم أنها حقيقية. والطريقة التي نستخدمها لاختبار معنوية معامل الارتباط هي اختبار «ت» استيودنت الذي سبق ذكره وإن كانت المعادلة المستخدمة لحساب قيمة ت في هذه الحالة تختلف عن تلك التي استخدمت من قبل فالمعادلة هنا تتضمن معامل الارتباط ر وأيضاً درجات الحرية وتكتب على الشكل التالى:

حيث ن ـ ٢ هي درجات الحرية، رهي معامل الارتباط. وفي مثالنا الذي نستخدمه عن المراعي وأينا أن معامل الارتباط بين نسبة المراعي ونسبة الأرض التي تعلو على ٥٠٠ متراً هو + ٩٥ ، • وعدد القيم (ن) من مجموعة البيانات = ١٢.

$$4,77 = \frac{1 \cdot \sqrt{\cdot,40}}{('(\cdot,40)-1)\sqrt{\cdot}} = 77,7$$

وكما ذكرنا سابقاً فإن هذه القيمة نقابلها في الجداول بدرجات الحرية (وهي في هذه الحالة ١٠) لكي نتأكد من مستوى احتال حدوث هذا الارتباط بالصدفة.

وفي هذا المثال بالذات نرى أنه باستخدام ت= ٩,٦٢ مقابل ١٠ درجـات حرية فيكون مدى الاحتمال ١٠٠٠ فرصة واحدة من كل ١٠٠٠ فرصة أن هذا الارتباط قد حدث بطريق الصدفة وأن الارتباط معنـوي (حقيقـي)

باحتال ٩, ٩٩٪. وباستخدام المصطلح الذي سبق ذكره فإن الارتباط يوصف هنا بأنه معنوى بدرجة عالية.

واختبار «ت» هذا يمكن استخدامه لكل من معاملات الارتباط التي سبق ذكرها (أي معامل ارتباط بيرسون أو معامل ارتباط سبيرمان لارتباط الرتبا لتحديد مستوى احتمالات أن الارتباط قد حدث بالصدفة أم لا.

ب ـ الخطأ المعياري وخطوط الانحدار:

سبق أن ذكرنا أن خطوط الانحدار سواء كانت انحدار ص على س، أو س على ص، عبى ص، مي عبارة عن خطوط تمثل أحسن توفيق بين نقط الانتشار، وتحتاج هي الأخرى إلى الحكم عليها لتحديد مستويات احتمالات حدوثها أي تحديد ما إذا كانت قد حدثت بطريق الصدفة أم لا. ويمكن الوصول إلى ذلك بحساب الخطأ المعياري لأحسن توفيق والمعادلة المستخدمة لذلك في حالة انحدار ص على س هي:

الخطأ المعياري لقيمة ص = ع ص √(١ - ر١)

وبالتطبيق في مثال استخدام الأرض نجد أن :

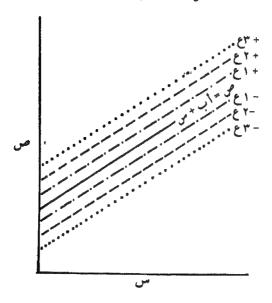
 $\Psi, VVo = (Y, 40 - 1, Y) \vee 1Y, Y = 0$ الخطأ المعياري لقيمة ص

ويستخدم هذا الرقم الناتج لتحديد «حدود الثقة» حول خطالانحدار، وقد أوضحنا من قبل أنه مع التوزيع المعتدل فإن هناك احتالاً قدره 78, أن القيم الفعلية لن تختلف بأكثر من 78 انحراف معياري وأن هناك احتالاً قدره 99, أنها ستختلف بأكثر من 78 انحراف معياري، ولما كان الخطأ المعياري لدينا قد حسبناه باستخدام 78. فإن هذه الخصائص الاحتالية ستنطبق عليه كها هي على الانحراف المعياري وعلى ذلك فإن هناك احتالاً قدره 78, أن النقط القريبة من خط الانحدار لن تكون أبعد من الخط بمسافة خطأها المعياري هو 78. (وفي هذه الحالة فيان 78 وحدة تكون على كلا جانبي الخط). واحتال قدره 78, أنها لن تكون أبعد من الخطباكثر من 78 خطأ معياري، واحتال قدره 78, أنها لن تكون أبعد من الخطباكثر من 78 خطأ معياري، واحتال قدره 78, أنها لن تكون أبعد من

الخطباكثر من ± 7 خطأ معياري، فإذا رسمنا خطين متوازيين على هذه الأبعاد المناسبة فإننا يمكن أن غثل حدود الاحتالات (أي حدود الثقة) على الرسم البياني.

وفي مثالنا عن استخدام الأرض نجد أن الخطأ المعياري لقيم ص = رسم وعلى ذلك نرسم خطاً يعلو عن خطالانحدار بعدد ٣,٧٧٥ وحدة وآخر يقل عنه بعدد ٣,٧٧٥ وحدة، وستكون حدود الثقة هي هي خطأ معياري واحد. وبنفس الطريقة يمكن أن نحدد حدوداً أخرى للثقة على مسافات ٢ خطأ معياري، ٣ خطأ معياري من خطالانحدار (شكل رقم ١٧) ولن نكتب حدود الثقة الثلاثة على الرسم البياني بطبيعة الحال بل سنكتب فقطمستوى ال٢ خطأ معياري أو ال ٣ خطأ معياري (أي ٩٥٪ - ٩٩٪).

شكل رقم (١٧) خطوط الانحدار وحدود الثقة



٣ ـ المعنوية في المقارنات النظرية التفسيرية

رأينا في الجزء الخاص بقيمة كاي تربيع أن هذه القيمة يمكن حسابها لكي نبين ما إذا كانت القيم المشاهدة لظاهرة ما تتمشى مع توزيع قيم متوقعة نظرياً وفي هذه

الحالة فإننا نحتاج لمعرفة ما إذا كانت الفروق بين القيم المشاهدة (الفعلية) والمتوقعة (النظرية) [والتي تقيسها كا] جاءت نتيجة للصدفة أم لا. ولـذلك نحتـاج مرة أخرى إلى قياس مستوى معنويتها.

وكل ما نفعله في هذه الحالة هو أن نبحث عن قيمة كا في جدول يبين النسبة المئوية لنقاط توزيع كا ، تماماً كما نقراً قيم (ت) مقابل درجات الحرية لتحديد معنوية الفروق بين متوسطين. كذلك الحال في كا حيث نقراً قيمتها مقابل درجات الحرية المناسبة لكي نبين ما إذا كان الفرق بين التوزيع الفعلي والتوزيع المتوقع معنوياً (حقيقياً) أم لا (۱).

وفي مثالنا المحدد عن استخدام الأرض يمكن ملاحظة أن قيمة كا = 15 / 15 / 15 مقابل ٤ درجات حرية (ن - ١) تقع تماماً في حد الثقة، وأن هناك احتالاً قدره ١,٠٪ أن هذه القيمة قد حدثت بالصدفة وعلى ذلك فإن فرض العدم الذي استندت عليه المقارنة يمكن أن يحدث فقط بالصدفة باحتال واحد في كل ألف حالة، وبالمقابل فإن هناك احتالاً قدره ٩,٩٩٪ أن الفوارق المشاهدة (الفعلية) ليست نتيجة للحدوث بالصدفة، وأنها تعد احصائياً معنوية بدرجة عالية.

والخطوة الأساسية الهامة في حساب كا هو في عمل فرض العدم بدقة ، وفي نسبة القيم المتوقعة الصحيحة للتوزيع ، وبعد ذلك ينبغي أن نكون على حذر عند تفسير الظاهرات ، ذلك لأننا قد نضل الطريق بسهولة عندما نتعامل مع تعبيرات مزدوجة السلبية مثل (أن هناك احتمالاً قدره ١ , ٠ ٪ أن فرض العدم لم يحدث بطريق الصدفة).

٤ _ حجم العينة

من الأمور البديهية في كل اختبارات المعنوية التي أجريناها أن العينات التي

⁽١) تورد معظم الكتب الإحصائية المتخصصة جداول رياضية في ملحقها ومنها جدول كاي تربيع _ ويحسن الرجوع إليها _ أو إلى الجدول المفصل في الجداول الإحصائية المعروفة باسم: _ ويحسن الرجوع إليها _ أو إلى الجدول المفصل في الجداول الإحصائية المعروفة باسم: _ Lindley, D.V., and Miller, J.C.P., Cambridge Elementary Statistical Tables, 1966, Table 5.

نستخدمها في أية دراسة هي عينات مسحوبة بدقة كاملة. وقد سبق أن شرحنا في الفصل الأول كيف يمكن سحب العينة ، ولكن يبقى سؤال هام هو: ما هو الحجم الذي ينبغي أن تكون عليه العينة ؟ _ أو ببساطة ما هو الحجم الأفضل للعينة المختارة ؟

فقد سبق أن أوضحنا كيف أن «متوسط العينة» له «خطأ معياري» ـ ويمكن حساب هذا الخطأ بالمعادلة التالية :

الخطأ المعياري للمتوسط (سن) =
$$\frac{3}{\sqrt{i}}$$

ويساعدنا ذلك في تقدير حدود المتوسط الحقيقي (س) لكل المجتمع الاحصائي الذي سحبت منه العينة بمستويات احتالات متعددة. وبما أننا نستطيع الآن حساب الخطأ المعياري فمن الواضح أننا نستطيع أن نحدد نوع الخطأ المعياري الذي يمكن قبوله.

وفي مثالنا عن استخدام الأرض فإننا يمكن أن نقرر أنه بالنسبة للإقليم س نحتاج إلى سحب عينة يمكن أن تساعدنا في تقدير المتوسط الحقيقي في حدود + أو - لا من متوسط العينة وبمستوى احتال قدره ٩٥٪ فيا هو حجم العينة الذي يتوجب علينا أخذه لتقدير هذا المستوى من الاحتالات؟.

رأينا من قبل أن الخطأ المعياري للمتوسط (س) = $\frac{7}{\sqrt{0}}$ والخطأ المعياري للمتوسط كما ذكرنا مطلوب أن يقع بين + أو - \$% من متوسط العينة وبمستوى احتمال هه % أي أن ٢ س خطأ معياري للمتوسط س = \$% ومن ثم فالخطأ المعياري = ٢%. وبعرفة الخطأ المعياري وكذلك من المسح الأصلي الذي يبينه الجدول (١٩) تبين أن ع = ٥٠ ٨ ٧ فإننا نستطيع أن نحسب ما هو الحجم الضروري (ن) للعينة .

وعلى ذلك فإن قيمة ن في مثالنا هي:

$$\frac{\mathsf{Y}(\mathsf{Y},\mathsf{Ao})}{\mathsf{Y}} = \dot{\mathsf{U}}$$

وعلى ذلك فمن الضروري أن يكون حجم العينة ١٦ مزرعة على الأقل من المجتمع الإحصائي كله وذلك لكي نصل إلى درجة الدقة المطلوبة.

وعلى ذلك فإن تحديد الحجم المناسب للعينة هو عملية من مرحلتين:

أولاً: أن نسحب عينة صغيرة لكي نحصل على تقدير للانحراف المعياري للمجتمع.

وثانياً: أن نه نسب قيمة ن ـ وبعدها نشرع في إجراء المسح الشامل للعينة المطلوبة.

الفصل التابع التحليل الإحصائي في جُغل في السّكان

أولاً _ المصادر السكانية .

ثانياً _ أساليب القياس الديموغرافي:

١ ــ التوزيع .

٢ ـ الخصوبة.

٣ ـ الوفيات.

٤ ... الهجرة .

٥ _ النمو السكاني.

ء ٦ ـ التركيب العمري النوعي.

٧ _ التركيب الاقتصادي.



أولاً _ مصادر دراسة السكان

تعتمد الدراسات السكانية على مجموعة من المصادر الإحصائية المختلفة، ذلك لأنها تتناول دراسة أحوال السكان في وقت معين بما في ذلك توزيعهم الجغرافي وتركيبهم المتعدد الجوانب، كذلك تدرس حركة السكان الطبيعية وغير الطبيعية وما ينتج عنها من زيادة أو نقصان في حجم السكان.

ويمكن تقسيم مصادر دراسة السكان إلى مجموعتين رئيسيتين هما:

١ _ مصادر البيانات الثابتة:

وهي التي تدرس توزيع السكان وتركيبهم في تاريخ محدد وتمثلها التعدادات والمسح بالعينة.

٢ ـ مصادر البيانات غير الثابتة:

وهي التي تدرس حركة السكان في المجتمع مثل سجلات المواليد والوفيات وحالات الزوج والطلاق وسجلات الهجرة.

١ - مصادر البيانات الثابتة:

أ_ التمداد Census

تعد التعدادات السكانية المصدر الرئيسي في جميع دول العالم لدراسة توزيع

^(*) اعتمدنا في هذا الجزء على

ـ فتحي محمد أبو عيانة، جغرافية السكان، دار النهضة العربية، بيروت، ١٩٨١.

السكان وتركيبهم في تاريخ محدد وفي منطقة محددة ، ويمكن تعريف تعداد السكان بأنه «العملية الكلية لجمع وتجهيز وتقويم وتحليل ونشر البيانات الديموغرافية والاقتصادية والاجتاعية المتعلقة بكل الأفراد في قطر أو جزء محدد المعالم من قطر وفي زمن معين»(١).

والتعداد الشامل للسكان ينبغي أن تتوفر به عدة خصائص هي العد الفردي، والشمول داخل منطقة جغرافية محددة والآنية، ثم أن يتم إجراؤه في فترات دورية محددة، والعد الفردي يعني أن يعد كل فرد على حدة وأن تسجل خصائص هذا الفرد منفصلة عن غيره من الأفراد وذلك حتى يمكن تصنيف السكان فيا بعد حسب هذه الخصائص مثل التصنيف حسب العمر والحالة التعليمية والنشاط الاقتصادي وغير ذلك تصنيفاً متقاطعاً في جداول التعداد النهائية.

أما الشمول داخل منطقة محددة فيعني أن التعداد ينبغي أن يشمل منطقة محددة بدقة مثل قطر بأكمله أو وحدات إدارية محددة داخل هذا القطر على أن يشمل العد كل الأفراد داخل هذه الوحدات، والآنية تعني أن كل شخص يشمله التعداد يجب أن يعد في وقت أقرب ما يمكن إلى نفس اللحظة الزمنية المعينة التي يجب أن تحدد جيداً، كما يجب أن تستند البيانات التي تم جمعها إلى فترة زمنية معرفة تعريفاً دقيقاً كأن تكون في يوم محدد يختار بعناية داخل الدولة أو المكان وتكون حركة السكان خلاله أقل ما يمكن حتى تعبر البيانات عن توزيع السكان بدقة.

وتعني الدورية المحددة في التعدادات أنها يجب أن تجري على فترات منتظمة حتى تتاح المعلومات القابلة للمقارنة في تتابع زمني معين يمكن من خلاله مقارنة الحاضر بالماضي وكذلك تقدير المستقبل على أساس هذا التطور.

وبالإضافة إلى ذلك فإن طريقة أخذ التعداد تختلف أحياناً من دولة لأخرى فهناك طريقة العد الفعلي Do Facto التي يقصد بها عد السكان في المكان اللذي يوجدون به يوم التعداد بصرف النظر عن مواطنهم الدائمة ، ويتبع هذه الطريقة كثير

 ⁽١) الأمم المتحدة: المكتب الإحصائي، مبادىء وتوصيات لتعداد السكان لعام ١٩٧٠، ترجمه المركز الديمغرافي بالقاهرة، القاهرة، ١٩٦٧، ص ٣.

من دول العالم مثل بريطانيا ومصر وغيرها. والطريقة الأخرى هي طريقة العدد حسب مكان الإقامة المعتاد De Jure وليس تبعاً لأماكن تواجدهم يوم التعداد وتتبع هذه الطريقة بعض الدول مثل الولايات المتحدة ، كها أن هناك دولاً تتبع الطريقتين معاً مثل البرازيل.

ويسجل التعداد السكاني خصائص متعددة للسكان، مثل توزيع السكان والعمر والنوع والحالة المدنية ومحل الميلاد والديانة والحالة التعليمية والمهن والنشاط الاقتصادي وغير ذلك، وقد أوصت الأمم المتحدة ـ التي قامت وتقوم بدور كبير في مجال الدراسات السكانية ـ بأن يشمل التعداد البيانات الرئيسية التالية (١٠):

- ١ ـ مجموع عدد السكان.
- ٢ ـ النوع والسن والحالة المدنية.
- ٣ ـ مكان الميلاد والجنسية ومحل الإقامة.
 - ٤ _ التركيب الأسرى.
- اللغة الأصلية والحالة التعليمية والدينية.
 - ٦ _ النشاط الاقتصادي .
 - ٧ _ نمط العمران (حضر _ ريف).
 - ٨ ـ الخصوبة.

وتتعدد أوجه استخدام التعدادات السكانية فلك لأن تعداد السكان هو المصدر الأول للبيانات الأساسية اللازمة عن السكان للأغراض الإدارية ولكثير من نواحي البحث والتخطيط الاقتصادي والاجتاعي، ويعد توفير الحقائق الأساسية بالنسبة للإدارة والسياسية الحكومية هدفاً أصلياً من أهداف التعداد مثل تقسيم القطر إلى مناطق إنتخابية وتخصيص التمثيل في الهيئات الحاكمة الذي يعتمد على التوزيع الجغرافي للسكان، وتعد معرفة التوزيع السكاني على رقعة الدولة أو الوحدة الجغرافية ضرورة من ضرورات التخطيط الاقتصادي والاجتاعي بغرض تنمية المجتمع، مثل تخطيط القوى العاملة والهجرة والإسكان والتعليم والصحة والخدمات

⁽١) المرجع السابق، ص ٣ وما بعدها.

الاجتماعية والعديد من الجوانب الأخرى في حياة المجتمع البشري.

كذلك فإن فائدة التعداد تظهر في يقدمه من بيانات للبحوث المختلفة التي تدرس تركيب السكان وتوزيعهم ونموهم في الحاضر والمستقبل والأنماط المتغيرة للمجتمعات الحضرية والريفية ونمو مناطق الحضر وتوزيع السكان جغرافياً حسب خصائصهم المتعددة مثل المهنة والتعليم والتركيب واختلاف مستويات الخصوبة والوفيات للفئات العمرية المختلفة.

وهناك استخدامات أخرى للتعداد السكاني منها أهميته في التجارة والصناعة حيث تتوقف التقديرات التي يمكن الثقة بها عند طلب المستهلكين على السلع والخدمات التي يتزايد تنوعها باستمرار على معلومات دقيقة عن حجم السكان في أجزاء القطر وتوزيع هؤلاء السكان حسب العمر والنوع على الأقبل لأن هذه الخصائص تؤثر بشدة على الطلب على الإسكان والتموين والملابس ومرافق الترفيه والخدمات الصحية، وبالإضافة إلى ذلك مدى توفر الأيدي العاملة محلياً لإنتاج وتوزيع هذه السلع والخدمات على الوحدات الجغرافية المختلفة.

مثال: تعداد سكان مصر سنة ١٩٧٦:

أخذت مصر باسلوب التعداد منذ القدم وصولاً إلى أعداد السكان التي تعيش على أرضها وقد أجرى أول تعداد معروف عام ١٨٨٧ ثم تلاه تعداد ١٨٩٧ أي بعد خمسة عشر عاماً، ومنذ ذلك الحين تقرر أن يكون التعداد العام للسكان كل عشر سنوات .

فأجريت التعـــدادات في السنسوات ١٩٠٧، ١٩١٧، ١٩٢٧، ١٩٣٧، ١٩٣٧. ١٩٤٧ ثم ١٩٦٠ ثم تعداد بالعينة ١٩٦٦ ثم التعداد الأخير عام ١٩٧٦.

ويعتبر التعداد الأخير مجمع من التعدادات المتطورة الحديثة والشاملـة فقـد

⁽١) ج.م.ع. الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، التعداد العام للسكان والإسكان ١٩٧٦، تعداد السكان، النتائج التفصيلية، إجمالي الجمهورية، سبتمبر، ١٩٧٨، ص ص ١ ١ - ١٠.

غطى هذا التعداد جميع محافظات الجمهورية في الحضر والريف كما شمل المناطق المحررة من سيناء.

وفي الحقيقة تضمن هذا التعداد أربعة تعدادات:

- ١ ـ تعداداً عاماً للمباني في مدن الجمهورية (أماكن السكن العادية وغير العادية وأماكن العمل).
- ٢ ـ تعداداً عاماً للمنشآت في مدن وقرى محافظات الجمهورية (أماكن العمل والعبادة. الخ).
- ٣ ـ تعداداً عاماً للسكان مع التركيز على الخصوبة والهجرة الداخلية والتحركات
 للمشتغلين والطلبة من وإلى أماكن العمل والدراسة (في الحضر والريف).
- ٤ ـ تعداداً عاماً للظروف السكنية مرتبطة بالسكان البذين يعيشون في شكل أسر واستبعد من ذلك القاطنون في المساكن العامة مشل المستشفيات والمدارس الداخلية والسجون والملاجىء والفنادق. . . . الخ.

وتتم التعدادات عادة في مراحل رئيسية أربعة:

المرحلة الأولى:

الأعمال التحضيرية للتعداد وتبدأ قبل التعداد بسنتين أو ثلاث ويتم في هذه المرحلة الدراسات وتصميم الاستارات والناذج والمطبوعات ودراسة جميع مستلزمات التعداد الفنية والإدارية والبشرية والمالية والتوقيت بما في ذلك الوحدات الإدارية للجمهورية وإعداد الخرائط لها وحصر شامل لجميع تقسيات الجمهورية بدءاً من العزب والنجوع والكفور المكونة للقرى والمراكز في الريف ثم الطرق والشوارع المكونة للشياخات والأقسام في المدن (الحضر) لكل محافظة من محافظات الجمهورية.

المرحلة الثانية:

وهي ما يطلق عليها فنياً مرحلة الميدان أو مرحلة تنفيذ التعداد (جمع البيانات) وهي لقاء مكثف بين معطى البيانات (المستولون عن الأسر والمساكن العامة) وبين

العدادين الذين حملوا عبء تنفيذ هذه المرحلة في التعداد من خبراء وموظفي الجهاز ومن الموظفين من خارج الجهاز وغالبيتهم من وزارة التربية والتعليم لتوفز أعدادهم وحسن انتشارهم في المدن والقرى.

وقد بلغ العدد المنفذ للتعداد حوالي ٢٠ ألفاً من العاملين وفي هذه المرحلة جمعت بيانات السكان خلال شهر نوفمبر سنة ١٩٧٦ وكانت ليلة العد أي اللحظة التي تشير إليها بيانات التعداد هي ليلة ٢٢/٢٣ نوفمبر ١٩٧٦. وتنتهي هذه المرحلة باستعادة جميع سجلات ومطبوعات التعداد عن كل وحدة إدارية مها صغرت في مقر الجهاز وتجرى عليها عملية التأكد من شمول التعداد ليس فقط لجميع الوحدات الإدارية فحسب بل شمول بيانات التعداد لجميع الطرق في المدن والعزب والنجوع في القرى كها يتم التأكد من شمول التعداد لجميع الأسر والسكان القاطنين في في القرى كها يتم التأكد من شمول التعداد للمتواجدين في المطارات والمياه الإقليمية وكذا للسكان الذين ليس لهم مأوى. وفور الانتهاء من التأكد من الشمول يتم استخراج النتائج الأولية للتعداد والتي أعلنت فور انتهائها.

المرحلة الثالثة:

وهي مرحلة التجهيز المكتبي والآلي ويتم في هذه المرحلة إعداد البيانات مكتبياً بواسطة العديد من العاملين في الجهاز بالإضافة إلى من تم الاستعانة بهم من خريجي الجامعات المكلفين بالخدمة العامة والذي بلغ عددهن حوالي ١٠٠٠ مشتغلة وتدخل المرحلة في عمليات مختلفة يطلق عليها فنيا الترميز - مراجعة الترميز - التسجيل الآلي - مراجعة التسجيل الآلي - ثم وضع البرامج ثم التشغيل على الحاسب الإلكتروني الذي منه تستخرج بيانات التعداد في شكل تبويبات مصنفة إلى العناصر الأساسية لحصائص السكان وفقاً للبرامج وطبقاً لخطة التجهيز المقررة التي تحقق أهداف التعداد - وتسمى هذه الجداول جداول تبويب مبوبة برموز هي لغة الحاسب الإلكتروني والتي تترجم إلى لغة مستخدمي البيانات في مرحلة تسمى فنياً مرحلة الجدولة والنشر. وهي نهاية المطاف في مراحل التعداد والذي يستخلص منها النتائج النهائية والفصيلية للتعداد.

وللاستجابة للاحتياجات المحلية والقومية السريعة ريثما يتم إنجاز جميع مراحل التعداد السابق ذكرها والتي قد تستغرق بعض الوقت خلال التجهيز، لذلك فقد أصدرت النتائج الأولية عن هذا التعداد في وقت مناسب على النحو التالى:

١ _ النتائج الأولية لتعداد السكان والظروف السكنية.

٢ ـ النتائــج الأولية لتعــداد المبانــي في مدن الجمهورية.

٣ ـ النتائج الأولية لتعداد المنشآت في حضر وريف الجمهورية.

ثم صدرت النتائج النهائية التفصيلية للتعداد العام للسكان ١٩٧٦ في مجلدين لكل محافظة ولإجمالي الجمهورية على النحو الآتي:

المجلد الأول: عن الخصائص الأساسية والحضارية والاقتصادية للسكان.

المجلد الثاني: عن الخصوبة والهجرة الداخلية والتحركات للمشتغلين والطلبة إلى العمل أو الدراسة ولسهولة الاستفادة من هذه النتائج نوضح فيا يلي التعاريف والمصطلحات الفنية والمفاهيم التي نفذ على أساسها هذا التعداد حتى يكون مستخدم البيانات على هدى منها.

التعاريف والمصطلحات الفنية ومفاهيم التعداد:

يعتبر التعداد العام للسكان من أهم العمليات الإحصائية وأضخمها وأكثرها اتصالاً بسياسة الدولة ونشاطها العام. إذ يهدف إلى حصر الموارد البشرية للبلاد وتصوير خصائصها وإمكانياتها أصدق تصوير.

تعريف التعداد

يقصد بتعداد السكان الحصر الشامل لجميع الأفراد الأحياء الموجودين داخل حدود الدولة في ليلة معينة (هي ليلة التعداد ٢٣/٢٢ نوفمبر سنة ١٩٧٦) والحصول

على بيانات تفصيلية عن خصائصهم الشخصية والاجتاعية والاقتصادية.

الأساس الذي أجرى على أساسه التعداد:

أجري تعداد السكان ١٩٧٦ طبقاً للتعدادات السابقة على الأساس الفعلي وهو حصر الأفراد في مكان تواجدهم وقت العد سواء كانوا من سكان هذا المكان بصفة دائمة أو زائرين بصفة مؤقتة.

التقسيم الإدارى:

اتخذت الوحدات الإدارية الرسمية أساساً للعمل الميداني بخلاف التعدادات السابقة لتعداد ١٩٦٠ والتي كانت تجرى وفقاً للتقسيات المالية (الزمام).

واعتبرت الشياخة في المدن والأقسام في المراكز أصغر الوحـدات الإدارية في مرحلة جمع البيانات وفي نشر النتائج النهائية التفصيلية للتعداد.

وقد نشرت البيانات على أساس التقسيات الإدارية التي كانت قائمة وقت التعداد حتى نوفمبر سنة ١٩٧٦.

وحدة العد:

اتخذت الأسرة وحدة لعد السكان وليس الهدف هو الأسرة أساساً ولكنها كوسيلة للوصول إلى بيانات الأفراد.

الشمول العددي:

يدخل نطاق هذا التعداد جميع السكان داخل الحدود السياسية للجمهورية من مواطنين مصريين وأجانب الذين قضوا ليلة التعداد داخل الجمهورية .

الحضر والريف:

تنقسم الجمهورية إلى تقسيمين رئيسيين هما الحضر والريف:

ويقصد بالحضر في هذا التعداد جميع المدن والأقسام والشياخات في أي محافظة ويقصد بالريف في هذا التعداد جميع القرى وما يتبعها من عزب وكفور ونجوع في أي محافظة.

وتوجد بعض محافظات هي عبارة عن تكتل حضري كامل وإن شابها بعض المناطق الريفية الصغيرة ونطلق عليها محافظات حضرية وهي على وجه التحديد:

محافظة القاهرة ـ محافظة الاسكندرية _ محافظة بور سعيد ـ محافظة السويس أما باقي المحافظات المكونة للجمهورية والبالغ عددها ٢١ محافظة فهي مزيج من الحضر والريف على النحو الآتي:

عاصمة المحافظة ، وعاصمة المركز ، وبعض البلاد التي صدرت بها قرارات جمهورية بكونها مدينة وهذه تمثل الركن الحضري من المحافظة .

أما باقي بلاد المحافظة والتي تسمى قرى وكانت في التعدادات السابقة تسمى ناحية فهي تمثل الركن الريفي من المحافظة.

وعلى ذلك فإننا نطلق على هذه المحافظات بهذا التكوين المحافظات الريفية وهي جميع محافظات الجمهورية عدا الأربعة محافظات الحضرية السابق الإشارة اليها.

الوحدة السكنية :

وهي مبنى عادي أو غير عادي أو جزء من مبنى (شقة ـ غرفة ـ كشك ـ عشة خيمة الخ) معدة لسكن أسرة وقد يطلق عليها (المسكن).

المسكن العام:

وهي الأماكن التي يتواجد فيها الأفراد في شكل مجموعات لا تربطهم قرابة إنما يربطهم التواجد في هذا المكان فقطمثل الفنادق ـ المستشفيات ـ المدارس الداخلية ـ المدن الجامعية ـ السجون ـ الملاجىء ـ الاستراحات الحكومية . . . الخ

الأسرة التعدادية:

هي فرد أو مجموعة افراد تربطهم أو لا تربطهم صلة قرابة ويشتركون في المسكن والمأكل ويدخل ضمن أفراد الأسرة طبقاً لمفهوم هذا التعداد الخدم المقيمين مع الأسرة والضيوف أو الزائرين الموجودين ليلة العمد له ولا يعتبر نزلاء المساكن

العامة أسرة بهذا المعنى بل يعتبرون أشخاصاً في مسكن عام.

حدود أفراد الأسرة التعدادية:

يجري التعداد بطريقة العد الفعلي وفي نفس الوقت تحكمها أغراض التعداد التي تهدف إلى عدم إسقاط أي من أفراد الأسرة أو تكرار حصره وتشمل الأسرة التعدادية ما يلى:

- ١ ـ أفراد الأسرة المقيمون في مسكن الأسرة ليلة العد والخدم المقيمون معها.
- ٢ ـ الزوار الذين باتوا مع الأسرة ليلة العد في عدا أفراد القوات المسلحة من هؤلاء
 الزوار.
- ٣ ـ أفراد الأسرة المتغيبون والموجودون في أماكن أخرى ولم يتم عدهم في هذه .
 الأماكن وهم:
 - أ ـ المتغيبون عن أسرهم ليلة العد بسبب تواجدهم في أعمال ليلية نوبتجية أو في غير نوبتجية أو بسبب الصيد داخل المياه الإقليمية.
 - ب ـ أفراد القوات المسلحة من أفراد الأسرة المتواجدون داخل جمهورية مصر العربية في أي مكان ولكن لم يبيتوا مع الأسرة ليلة العد.
 - جـ المتغيبون عن أسرهم بسبب العمل في الطائرات أو بسبب السفر ويقضون ليلة العد في الطريق أثناء السفر.

رئيس الأسرة:

هو الشخص الذي تعتبره الأسرة رئيساً لها بصرف النظر عن النوع أو السن.

استارة التعداد:

تتضمن استارة التعداد العديد من المعلومات العادية والمعلومات الحديشة المتطورة سواء عن الأسرة أو عن كل فرد من أفرادها.

أولاً: بيانات عن الموقع الجغرافي للأسرة:

وتشمل اسم المحافظة _ اسم القسم / المدينة / المركز _ اسم الشياخة / القرية _ اسم الطريق أو العزبة أو النجع .

ثانياً: البيانات الأساسية للفرد:

الرقم المسلسل للفرد وترتيبه داخل الأسرة - الإسم - النوع (ذكر/ أنشى) - الصلة أو العلاقة برئيس الأسرة - الديانة - الجنسية - سنسة الميلاد - السن بالسنوات الكاملة - جهة الميلاد على مستوى المدينة/ القرية - القسم / المركز - المحافظة . مدة الإقامة في المدينة أو القرية الحالية بالسنوات - على الإقامة السابق (مدينة/ قرية - قسم / مركز - محافظة) وسبب تغيير محل الإقامة ثم محافظة الإقامة في وينية سنة ١٩٦٧ .

الحالة الزواجية:

تشمل جميع من بلغوا سن الزواج (١٨ سنة للذكور، ١٦ سنة للإناث) وكذا الحالات الزواجية الواقعية لمن هم دون سن الزواج إذا كانوا متزوجين أو مطلقين أو أرامل. السن عند أول زواج للمتزوجين والمطلقين والأرامل من الذكور والإناث _ عددالزوجات بالعصمة للذكور المسلمين المتزوجين.

بيانات عن النساء المتز وجات والمطلقات والأرامل: (للنساء فقط)

مدة الحياة الزواجية _ عدد المواليد أحياء ذكوراً وإناثاً _ عدد الباقين على قيد الحياة ذكوراً وإناثاً والحالة التعليمية للزوج الحالي أو آخر زوج بالنسبة للمطلقات والأرامل.

الحالة التعليمية: (عن الأفراد ١٠ سنوات فأكثر)

أمي _ يقرأ ويكتب _ اسم أعلى مؤهل دراسي في حالة الحصول على مؤهل دراسي .

المرحلة التعليمية المنتظم بها أو المنتسب إليها: (عن الأفراد 7 سنوات فأكثر)

لحميع مراحل التعليم بدءاً من المرحلة الابتدائية ـ ثم الإعدادية ـ ثم الثانوية وما في مستواها . . . النخ حتى المرحلة الجامعية موضحة عما إذا كان تعليماً عاماً أو دينياً أو فنياً طبقاً لواقع المرحلة .

الحالة العملية: (عن الأفراد ٦ سنوات فأكثر)

وقسم المجتمع في هذا المجال إلى نوعين:

١ ـ من يعمل وكيف يعمل وما هو وضعه بالنسبة لحالته العملية.

٢ ـ من لا يعمل وما هو وضعه بالنسبة لحالته العملية.

ويهدف هذا البيان إلى معرفة من يعملون من القوة البشرية ومن لا يعملون بالإضافة إلى إمكان معرفة القوة العاملة والتي تشمل كل من يعمل بما في ذلك المتعطلون الذين من لهم العمل والمتعطلون الجدد الذين يبحثون ويرغبون في العمل ولم يتوفر لهم حتى ليلة التعداد.

وتتلخص بيانات الحالات العملية فيما يلي:

ا يعمل لحسابه ولا يستخدم أحداً _ يعمل لحسابه ويستخدم آخرين _ يعمل بأجر نقدي _ يعمل لدى الأسرة بدون أجر نقدي _ لدى الغير بدون أجر نقدي _ متعطل سبق له العمل _ متعطل جديد _ طالب متفرغ للدراسة _ متفرغة لأعمال المنزل _ زاهد في العمل _ معاش أو متقاعد _ مسن غير قادر على العمل _ عاجز غير قادر على العمل (من يقل عمره عن ٦٥ سنة ولا يعمل ولا يبحث عن عمل بسبب عدم قدرته على العمل لمرض أو عاهة . . . الخ) .

بيانات جهة العمل والقطاع: (عن الأفراد ٦ سنوات فأكثر)

- ١ ـ اسم المنشأة التي يعمل بها أو يعمل خارج المنشآت كالفلاحين والمتجولين من الباعة والحرفيين . . . إلخ .
- ٢ ـ القطاع الذي تتبعه المنشأة أو الذي ينتمي إليه من يعمل خارج المنشآت حكومي/ عام/ خاص/ تعاوني/ أجنبي دولي/ دبلوماسي.

بيانات النشاط الاقتصادي الرئيسي لجهة العمل: (عن الأفراد 7 سنوات فأكثر)

وهي بيانات توضح عما إذا كان الفرد من السكان يعمل في النشاط الزراعي وتفريعاته أو الاستخراجي وتفريعاته أو الصناعي وتفريعاته أو

الجهاز الإداري أو الخدمات العامة أو الشخصية أو النقل والمواصلات. . السخ طبقاً للتصنيف الدولي للنشاط الاقتصادي.

المهنة الرئيسية الحالية والتخصص فيها: (عن الأفراد ١٥ سنة فأكثر)

- ـ وهو نوع العمل الذي يقوم به الفرد عادة بصرف النظر عن نوع النشاط الاقتصادي الرئيسي للمنشأة التي يعمل بها وذلك طبقاً للتصنيف الدولي للمهن.
- مدة مزاولة المهنة الحالية بالسنوات الكاملة لمحاولة إظهار الخبرة المكتسبة نتيجة عارسة المهنة والتخصص فيها.

أماكن العمل أو الدراسة وتحركات المشتغلين والطلبة من مواقع السكن إلى مواقع العمل أو الدراسة:

جمعت بيانات عن أماكن عمل السكان الذي يعملون والذين يدرسون على مستوى المدينة أو القرية أو المركز والمحافظة والوسيلة الأولى والثانية التي بواسطتهما ينتقل الفرد إلى مواقع العمل أو الدراسة.

وذلك بهدف تصوير الضغط والتدفق على وسائل المواصلات المختلفة بالإضافة إلى توضيح البعد المكاني للسكان المشتغلين والطلبة بين مواقع السكن ومواقع العمل أو الدراسة.

الماهات الظاهرة:

جمعت بيانات عن السكان الخالين من العاهات (سليم) وذوي العاهات على النحو التالي: أعمى _ أعور _ أصم وأبكم _ أصم _ أبكم _ فاقد إحدى اليدين أو كلتيها _ فاقد إحدى الساقين أو كلتيها _ متخلف ذهنياً _ عاهات أخرى _ سليم .

بيانـات عن أفـراد الأسرة المصريين الذين يعملون خارج الجمهورية:

جمعت بيانات عن أفراد الأسرة المصريين الذين يعملون خارج الجمهـورية والغير موجودين داخل الجمهورية ليلة العـد واقتصرت هذه البيانــات على المهنــة والدولة التي يعملون بها.

بيانات عن الظروف السكنية:

وجمعت لأول مرة بيانات عن الظروف السكنية للأسرة ومسكن الأسرة وتتضمن الآتي:

نوع السكن: منزل _ فيلا _ شقة _ حجرة _ كشك _ عشة _ بيت ريفي . . . الخ

نوع حيازة المسكن: ملك _ إيجار غير مفروش _ إيجار مفروش _ هبة _ ميزة عينية.

الإيجار عن شهر أكتوبر ١٩٧٦ : لأقرب جنيه .

استخدام المسكن: للسكن فقط ـ للسكن والعمل.

عدد الحجرات التي تشغلها الأسرة: عدد الحجرات التي تشغلها الأسرة وحسبت ضمن هذا العدد الصالة وبالنسبة للبيوت الريفية فلا يحتسب حجرة الاما هو محصص لسكن أو معيشة الإنسان فقط.

الإضاءة: بالكهرباء _ بغير الكهرباء.

مصدر المياه النقية: حنفية خاصة بالمسكن - حنفية للمبنى كله - من خارج المبنى - لا يوجد مصدر للمياه النقية وتلجأ الأسرة إلى استخدام مياه الطلمبات أو الترع أو الأنهار أو الآبار الارتوازية أو ما شابه ذلك.

المرحاض: يتوفر مرحاض خاص بالأسرة أو مشترك أو لا يوجد مرحاض إطلاقاً.

الحمام: يتوفر حمام خاص بالأسرة أو مشترك أو لا يوجد حمام إطلاقاً.

المطبخ: يتوفر مطبخ خاص بالأسرة أو مشترك أو لا يوجد مطبخ اطلاقاً.

عدد الأسر الزواجية: الأسرة التعدادية أساساً أسرة معيشية _ قد يتواجد داخل هذه الأسرة المعيشية أسرة أو أكثر زواجية والمطلوب بيانه في هذا المجال هو عدد الأسر الزواجية داخل الأسرة التعدادية.

الجديد في هذا التعداد:

جمع في هذا التعدادلأول مرة بيانات لم تجمع في التعدادات السابقة وهي: (بيانات متعلقة بالهجرة الداخلية).

- ١ _ سنة الميلاد.
- ٢ ـ اسم المدينة أو القرية التي ولد بها الفرد طبقاً للتقسيم الإداري الحالي.
- ٣ ـ مدة الإقامة في المدينة أو القرية الحالية وتبعيتها الإدارية طبقاً للتقسيم الاداري الحالى.
- ٤ ـ بيانات عن المدينة / القرية ـ القسم / المركز ـ المحافظة (محل الإقامة السابق للحالى مباشرة).
 - ٥ _ محافظة محل الاقامة في ٥ يونية ١٩٦٧.

بيانات متعلقة بالخصوبة:

- ٦ ـ السن عند أول زواج للمتزوجين والمطلقين والأرامل من الذكور والاناث.
- ٧ بيانات عن مدة الحياة الزواجية وعدد المواليد أحياء ذكوراً وإناثاً وعدد الباقين على قيد الحياة وذلك عن النساء المتزوجات والمطلقات والأرامل للزواج الحالي والسابق وليس كما كان الوضع في تعداد سنة ١٩٦٠ (عن النساء المتزوجات فقط وللزواج الحالى فقط دون الزيجات السابقة).
- ٨ الحالة التعليمية للزوج الحالي للنساء المتزوجات أو آخر زوج للنساء المطلقات
 والأرامل وليس مهنة الزوج كما كان الوضع في تعداد سنة ١٩٦٠.
 - ٩ _ المرحلة التعليمية.
- ١٠ _ اسم المنشأة واسم القطاع الذي تتبعه بالنسبة للملتحق بعمل من السكان.
- 11 موقع مكان العمل أو الدراسة على مستوى المدينة أو القرية وتبعيتها الإدارية.
 - ١٢ وسيلت الانتقال الأولى والثانية لمقر العمل أو الدراسة.
 - ١٣ _ بيانات الظروف السكنية للأسرة ومسكن الأسرة.

المحتوى الموضوعي لنشرات التعداد:

وضعت خطة النشر بحيث تحقق مرونة وإمكانية الاستفادة من هذه البيانات

على المستوى الكلي للجمهورية لخدمة أهداف التخطيط والتنمية.

وقد روعي في خطة النشر أن تنفرد بعض أبواب النشرة بالمستويات المختلفة للتقسيمات الإدارية على مستوى الشياخة / القرية _ القسم أو المركز _ حضر وريف المحافظة.

وقد شملت هذه الأبواب السكان من المواطنين المصريين والأجانب على السواء وفي الأبواب التاليه روعي تخصيص بعض الأبواب للمصريين فقط وباب مستقل للأجانب فقط إلى جانب باب مستقل عن ذوي العاهات.

وقد اشتمل المجلد الثاني على بيانات الخصوبة والهجرة الداخلية والتحركات للمشتغلين والطلبة من السكان داخل المحافظة وبين المحافظات.

وتفصيلاً يتضمن المجلد الأول من هذه النشرات ما يلي:

الباب الأول: استقراء بيانات النشرة (مقدمة وجداول الاستقراء)

الباب الثاني: جداول عن جميع السكان مصريين وأجانب على مستوى الشياخة والقرية.

الباب الثالث: جداول عن جميع السكان مصريين وأجانب على مستوى الحضر والريف / اقسام ومراكز المحافظة .

الباب الرابع: جداول عن السكان المصريين فقط على مستوى الحضر والريف/ اقسام ومراكز المحافظة.

الباب المخامس: جداول عن السكان الأجانب فقط على مستوى المحافظة . الباب السادس: جداول عن السكان الأجانب فقط على مستوى المحافظة .

الباب السابع: جداول عن ذوي العاهات لجميع السكان مصريين وأجانب على مستوى أقسام ومراكز / المحافظة.

الباب الثامن: بعض جداول عن الخصوبة والهجرة الداخلية على مستوى حضر وريف المحافظة.

أما المجلد الثاني فيتضمن بيانات عن الخصوبة والهجرة الداخلية وتحركات المشتغلين والطلبة الى العمل أو الدراسة على النحو التالى:

الباب الاول: جداول عن الخصوبة للسكان المصريين على مستوى حضر وريف المحافظة.

الباب الثاني: جداول عن الهجرة الداخلية للسكان المصريين على مستوى حضر وريف المحافظات بما في ذلك جدول مستقل لمن يعملون بالخارج من المصريين.

الباب الثالث: جداول عن تحركات المشتغلين والطلبة إلى العمل أو الدراسة ووسائل الانتقال المستخدمة.

ن_المسح بالعينة Sample Survey:

أصبح استخدام المسح بالعينة من العوامل المكملة للتعدادات السكانية في سبيل الحصول على بيانات توضح كل أو بعض خصائص السكان، وتستخدم على المستويين القومي والمحلي لهذا الغرض، كما هي الحال في التعدادات الانجليزية أو الأمريكية كذلك أصبحت أساساً لكثير من الدراسات النظرية والتطبيقية.

والعينة جزء من المجتمع تختلف عما يسمى بالحصر الشامل، الذي يشمل كل أفراد المجتمع ويتمثل في التعداد القومي، ولكنها تتميز عنه ببعض النواحي أهمها أن استخدام العينة يوفر جزءاً من الجهد والنفقات، كذلك تكون البيانات التي تنتج عن العينة دقيقة، كما أن كثيراً من الأخطاء التي قد تقع أثناء التعداد مثل حذف بعض الوحدات أو عد البعض الآخر مرتين أو أكثر يمكن الحكم عليها بعد إجراء التعداد بأخذ عينة منها ودراستها لمعرفة مدى دقة التعداد.

ولقد مزجت بعض الدول حديثاً. بين إجراء التعداد وأسلوب العينة بقصد الحصول على بيانات إضافية من الصعب الحصول عليها من التعداد خشية عدم دقتها مما يلزم اختيار عينة من السكان وتوجيه مجموعة من الأسئلة الإضافية إلى أفرادها كما حدث في تعداد السكان بالعينة في مصر سنة ١٩٦٦.

وتصمم العينة للحصول على بيانات تطبق على المجتمع السكاني بأكمله، ولتحقيق ذلك فإنها يجب أن تسحب طبقاً لقواعد محددة ودقيقة دون أن يكون فيها تحيز من أي نوع، وإذا ما اتبعت قواعد المعاينة بأمانة ودقة فإن العينة حينئذ تكون ممثلة لإجمالي السكان.

٢ _ مصادر البيانات غير الثابتة:

أ ـ الإحصاءات الحيوية Vital Statistics

ليس من السهل دراسة العوامل المؤثرة في حجم السكان باستخدام بيانات التعداد فقط ذلك لأن التعدادات دورية وليست سنوية كما أن بيانات العناصر الحيوية للسكان لا تتوفر كثيراً بها ولـذلك فإن الاعتماد الأساسي يكون على الإحصاءات الحيوية والتي تكون في معظم دول العالم قائمة على التسجيل الحيوي الإجباري بحكم القانون والذي يشمل تسجيل المواليد والوفيات والزواج والطلاق.

وتعد إحصاءات المواليد من أهم الإحصاءات الحيوية حيث يمكن من خلالها معرفة حركة النمو الطبيعي للسكان، وتختلف البيانات التي تسجل للمولود من بلد لآخر حسب مستواه الحضاري، ولذلك تختلف دول العالم في البيانات الحيوية المتوفرة لديها، ففي بعضها يوجد ٥٠ عنصراً في السجل الحيوي للمواليد والوفيات والزواج والطلاق، والبعض الآخر ينخفض لديه هذا العدد إلى أربعة عناصر فقط، ولا شك أن الحالة الأولى تعطي ثروة إحصائية يمكن تحليلها بدرجة كبيرة أكثر من الحالة الثانية التي لا تكاد تغطي الحد الأدنى من البيانات المطلوبة والتي غالباً ما تتمثل في ديانة الوالدين وأعمارهم ومواطنهم وصناعتهم وحالتهم التعليمية.

ب: سجلات الهجرة:

تعد بيانات الهجرة أقل قيمة من بيانات الإحصاءات الحيوية وذلك لعدة أسباب منها أن تعريف المهاجر يختلف من مكان لآخر أحياناً، كذلك قد يكون التصنيف القائم على مدة الهجرة والمسافة التي يقطعها المهاجر غير واضح، كما تزداد صعوبة الحصول على بيانات الهجرة إذا كانت داخلية بين مناطق القطر المختلفة مما يلزم دراستها اعتماداً على بيانات التعداد حيث يقارن تعدادان

onverted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version

متتابعان ثم يعرف نصيب الزيادة الطبيعية في حجم السكان والباقي يمثل الهجرة سواء كانت سالبة أو موجبة.

وتتوفر بيانات الهجرة الدولية لدى كثير من دول العالم حيث تقوم بذلك نقط الجمارك والجوازات والجنسية في الموانى، والمطارات وأماكن العبور، ويمكن من خلالها تتبع تدفق المهاجرين من وإلى القطر سنة بعد أخرى بما في ذلك التقلبات التي تحدث استجابة للظروف الإقتصادية أو السياسية، وتتوفر هذه البيانات في سجلات العبور التي تكشف عن الحركة وحجمها في كلا الإتجاهين.



ثانياً: أساليب القياس الديموغرافي

١ - التوزيع السكاني

بذلت عدة محاولات لتبسيط توزيع السكان توزيعاً مساحياً بصورة إحصائية، ومع ذلك فإنه من الصعب تحليل التوزيعات المساحية لتباين حجم السكان في الوحدات الإدارية في ضوء حركة السكان الجغرافية واختلاف تركيبهم العمري والمهني والنوعي، ويرتبط ذلك بأسلوب توضيح التوزيع السكاني على الخرائط واختيار الطريقة لهذا الغرض سواء كانت خرائط التوزيع المتساوي المواقع النوزيع النسبية من ناحية، والفئات المتساوية (فئات التظليل والتوزيع المتساوي) وحجم ومواقع النقط والرموز من ناحية أخرى، وهناك كثير من المؤلفات في فن رسم الخرائط توضع والرموز من ناحية أخرى، وهناك كثير من المؤلفات في فن رسم الخرائط توضع الأساليب المختلفة في التوزيعات السكانية والطرق المتعددة لإبرازها أن، ولن نعرض لها هنا إلا بقدر ما ترتبط بتحليل العلاقة بين السكان والبيئة كلما كان ذلك ضرو رباً.

وقد ظهرت خرائط توزيع السكان في القرن الثامن عشـر، ولـكن التطـور (١) راجع مثلاً:

Monkhouse, F.J. and Wilkinson, H.R., Maps and Diagrams, Methuen, _ i London, 1961, pp. 217-280.

ب ـ محمد محمد سطيحة، دراسات في علم الخرائط، دار النهضة العربية، بيروت، ١٩٧٢، ص ٣٠١ وما بعدها.

Toyne P. and Newby P., Techniques in Human Geography, London, 1984, _ - pp. 67-123.

الحقيقي لها بدأ حديثاً منذ القرن الماضي عندما أصبحت البيانات الديموغرافية متوفرة عن ذي قبل، واعتماداً على الوحدات المساحية والطرق المستخدمة ومدى توفر البيانات ومجالات تحليلها فإن خرائط السكان يمكن أن توضح الكثافة والتغير والخصائص السكانية في الوحدات الإدارية ذات المساحات المتفاوتة.

وقد ظهرت أقدم خرائط للسكان التي تتمثل فيها رموز مختلفة الحجم منذ ما يقرب من مائتي سنة ، وأقدم الأمثلة على ذلك خريطة أوروبا التي رسمها كروم. A. Frere de منتيز ون ١٧٨٥) وخريطة فرنسا التي رسمها فرير دي مونتيز ون Montizon (١٨٣٠) ، وقد تبع ذلك استخدام كبير للخرائط السكانية في القرن التاسع عشر بعد أن اتضحت أهميتها كأساس هام لدراسة السكان .

وخرائطتوزيع السكان تبين التوزيع العددي المطلق في منطقة ما وفي وقت ما، أما خرائطالكثافة فإنها تنسب السكان إلى المساحة، وقد ظهرت أول خريطة لكثافة السكان في العالم في لندن سنة ١٨٣٣ وقد رسمها سكروب. G.P. كثافة السكان في العالم في لندن سنة ١٨٣٣ وقد رسمها محموعة من Scrope كذلك نشر هنري دروري هارنس H. Drury Harness من خرائط الكثافة السكانية لإيرلندة ونشرت في تقرير هيئة السكك الحديدية بإيرلنده سنة ١٨٣٧.

وقد شاع استخدام خرائط التوزيعات المطلقة والنسبية للسكان بعد ذلك لتحديد حجم السكان ونسبة تزايدهم أو تناقصهم في مناطق محددة ومقارنتها بعضها بالبعض، وقد تطورت أساليب رسم هذه الخرائط ولكنها تتفق جميعاً في إبراز العلاقة بين السكان وبيئتهم والموارد المتاحة بها كماً وكيفاً.

ورغم أهمية خرائطالتوزيعات السكانية النسبية فإن هناك عدة صعاب تظهر عند استخدام مقاييس الكثافة المستقاة من هذه الخرائط أبرزها:

أ ـ إن بيانات السكان تتوفر فقط للوحدات الإدارية أو التعدادية وليست للمناطق

A. Kormoss I.B. and Kosinski L.A., Population Mapping: International (1) Geographical Union, Bruges, 1973, p. 5.

B. Clarke, J., op. cit. 28.

المتجانسة اقتصادياً أو سكانياً ، ولذلك فإن الحدود الإدارية تحكم باستمرار مجال التوزيع وامتداده في الوقت الذي تعد فيه هذه الحدود من أسوأ أنواع الحدود في السكان .

ب _ إن الكثافات السكانية هي مجرد متوسطات means بكل ما يكمن في المتوسطات من عيوب إحصائية .

ج _ إن إنشاء خرائط الكثافة السكانية يعتمد على اختيار الفئات المختلفة التي "تتمثل في مفتاح الخريطة، ومن ثم يمكن أن تختلف خريطتان لكثافة السكان في منطقة واحدة باختلاف اختيار الفئات التوزيعية في كل من الخريطتين كما يرتبط بذلك أيضاً أسلوب وطريقة تظليل الفئات الكثافية في الخريطة.

مقاييس كثافة السكان وتوزيعهم:

يهتم دارس السكان بمعرفة حجم السكان في مساحة محددة وذلك بهدف تخليل صورة التوزيع السكاني في الدولة أو في الإقليم أو المحافظة أو حتى المركز الإداري، وذلك لأن توزيع السكان لا يتوزع بانتظام في المجتمعات المختلفة، ويرتبط ذلك بعدد من العوامل الطبيعية والإقتصادية والإجتماعية والتي يختلف كل منها في أهميته النسبية من مكان لآخر، وتتداخل هذه العوامل مع بعضها البعض في شكل مترابط ومعقد في معظم الأحوال في تحديد تركز السكان في مجتمع ما وتشتتهم في مجتمع آخر حتى يبدو سكان منطقة ما نتاجاً للتفاعل بين النظم المجتمع.

ويلجأ الباحث السكاني في محاولة للوصول إلى تحديد رقم معين يبين العلاقة العددية بين السكان والمساحة التي يعيشون فيها إلى استخدام بعض المقاييس البسيطة على النحو التالى:

أ _ الكثافة الحسابية أو الخام

وهي أبسط أنواع المقاييس المستخدمة في دراسات السكان وتعني ببساطة جملة عدد السكان في وحدة مساحية معينة وتأخذ بذلك الصيغة التالية:

جملة عدد السكان في منطقة ما المساحة الكلية لهذه المنطقة

مثال: كثافة السكان في مصر سنة ١٩٧٦ = $\frac{m\Lambda \Upsilon \Upsilon \Lambda \cdot V}{1 \cdot V 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} = \pi \Lambda$ نسمة في الكيلومتر المربع.

وهذا النوع من الكثافة الخام لا يعطي إلا فكرة بسيطة عن مدى تركز السكان في الإقليم، وتتناسب فائدته تناسباً عكسياً مع حجم المساحة الأرضية فكلما كبرت المساحة كلما كان مدلول الكثافة الخام سطحياً وعاماً ومن هنا فإن قيمتها تبدو في مقارنة المناطق الصغيرة المساحة والمتجانسة في ظروفها الطبيعية والإقتصادية مثل مقارنة كثافة السكان في قرى مصر ومراكزها وأقسامها الإدارية أو محافظاتها في وادي النيل والدلتا حيث تكون الفروق البيئية والبشرية قليلة، وعلى العموم فإن كثافة السكان الخام لا يمكن النظر إليها على أنها مقياس ضغطسكاني حيث أنها لا تعبر عن علاقات وظيفية بين السكان والمساحة التي يشغلونها ومن ثم فهي ذات أهمية قليلة في دراسة العلاقة بين السكان والموارد.

ب .. الكثافة الفيزيولوجية Phsiological Density :

أدت العيوب المرتبطة بالكثافة الخام للسكان إلى محاولة تنقية كل من البسط أو المقام في هذه النسبة أو تنقيتهما معاً، ومن ثم محاولة قصر المقام على الأراضي المأهولة بالسكان فقطدون اعتبار للأراضي غير المسكونة أو الخالية من السكان، وبذا يمكن حساب كثافة السكان في الأراضي الزراعية فقط والتي تعرف بالكثافة الفيز يولوجية وتكون صيغتها حينئذ كالتالي:

جملة عدد السكان في منطقة ما مساحة الأراضي الزراعية في هذه المنطقة

مثال: الكثافة الفيزيولوجية في مصر سنة ١٩٧٦= ٣٥٥٨٠ = ١٩٧٦ نسمة في الكيلو متر المربع.

ومن هنا فإن حساب الكثافة الفيزيولوجية يستبعد تماماً الأراضي الصحراوية

والأراضي البور التي لم تستغل في الزراعة ومعنى ذلك أننا ننسب حجم السكان إلى مساحة الأرض الزراعية المنتجة وليس إلى المساحة الكلية للأرض أياً كانت.

والكثافة الفيزيولوجية تفوق الكثافة الخام للسكان دائماً وتعد مصر من الأمثلة التقليدية على ذلك في الدراسات السكانية، حيث يسكن ٩٩٪من جملة سكانها البالغ عددهم ٣٥٠٨٠٠٠ نسمة في تعداد ١٩٧٦ ـ في مساحة تصل إلى ٣٥٥٨٠ كيلو متراً مربعاً أي بنسبة ٥,٣٪ من جملة مساحتها التي تبلغ ٢،٠٠١, ٤٤٩ كيلو متراً مربعاً، ولذلك فإن الكثافة الخام لسكان مصر تصل إلى ٣٨ نسمة في الكيلو متر المربع بينا تقفز الكثافة الفيزيولوجية إلى ١٠٧٤ نسمة في الكيلو متر المربع، وتعد في الواقع من أعلى الكثافات في دول العالم.

ورغم أهمية الكثافة الفيزيولوجية فإنه ينبغي التعامل معها بحذر ذلك لأن الأراضي غير الزراعية والتي لا تدخل في المقام قد تكون مستغلة في أوجه نشاط اقتصادي آخر مثل التعدين أو الغابات أو المراعي وغير ذلك. وبالإضافة إلى ذلك فإن الأراضي الزراعية التي ينسب إليهاعدد السكان تتباين في قدراتها الإنتاجية سواء في نوع المحاصيل المنزرعة وقيمتها وعدد المواسم الزراعية في السنة الواحدة وغير ذلك، كذلك فإن السكان يختلفون مهنياً وثقافياً وحضارياً مما يصعب معه الوصول إلى صورة دقيقة للعلاقة بين توزيع السكان والأرض الزراعية. ومع كل ذلك فإن الكثافة الخام وتعطي الملامح العامة لهذه العلاقة.

جـ س نسبة التركز السكاني Concentration Ratio:

يرتبطبدراسة توزيع السكان محاولة التعرف على نمطالتركز السكاني في الإقليم، أي مدى ميل السكان إلى التركز في منطقة واحدة داخل حدود الإقليم، أو التشتت داخل هذه الحدود، ذلك لأن دراسة التوزيع السكاني لا تهتم بالتوزيع العددي المطلق للسكان في أقسام الإقليم بل بدراسة توزيع الكثافة في هذه الأقسام والتي تلقي الضوء على مدى العلاقة بين التوزيع العددي ومساحة الرقعة المأهولة.

و يحسب التركز السكاني باستخدام بعض الطرق الإحصائية من أهمها ما يعرف بنسبة التركز التي تأخذ الصيغة التالية:

نسبة التركز = لم مجد اس - ص

حيث س = النسبة المئوية لمساحة المنطقة إلى جملة مساحة الإقليم الكلية. ص = النسبة المئوية لعدد سكان المنطقة إلى جملة سكان الإقليم الكلية.

مج = مجموع الفرق الموجب بين هذه النسب بعضها وبعض ـ أي مجموع القيم دو النظر الإشارات السالبة.

ومعنى ذلك أن نسبة التركز تساوي إحصائياً نصف مجموع الفرق الموجب بين النسبة المئوية للمساحة والنسبة المئوية لعدد السكان في كل منطقة من مناطق الإقليم، وكلما كبرت هذه النسب كلما دل ذلك على شدة التركز والعكس كلما قلت فإن التركز يبدأ في القلة ويبدأ التشتت مميزاً لتوزيع السكان وبديهي أن توزيع السكان يكون مثالياً إذا كانت نسبة التركز تساوي صفراً، وكلما زادت كلما كان ذلك قرينة للتوزيع غير المتساوي وكلما اتجه التوزيع السكاني نحو التركز وليس نحو التشتت.

ويوضح الجدول رقم (٣٠) طريقة حساب نسبة التركز وتطبيقها على مدينة الإسكندرية في تعداد سنة ١٩٦٠ .

وبتطبيق المعادلة السابقة نجد أن:

نسبة التركز =
$$\frac{1}{Y} \times Y$$
, ۱۳٦, = ۱, ۸۶٪

ومعنى ذلك أن توزيع السكان على رقعة الإسكندرية غير متساو حيث أنه يكون مثالياً إذا كانت هذه النسبة تساوي صفراً ، وكلما ازدادت كان ذلك قرينة التوزيع غير المتساوي وكلما ازداد تركز السكان وليس تشتيتهم وعلى سبيل المثال كانت هذه النسبة في الإسكندرية ٨٠٪ سنة ١٨٩٧ ثم هبطت إلى ٧٠٪ سنة ١٩٦٧ ثم إلى ١٩٦٠ ثم إلى ١٩٦٠ ثم إلى ١٩٦٠ ومعنى ذلك أن ظاهرة التركز السكاني في طريقها إلى التناقص ولكن ببطه وبدأ السكان يتوزعون في مساحات أوسع مما كانت عليه في مطلع هذا القرن ، والاستفادة بهذه النسبة لا تكون كبيرة إلا إذا حسبت لعدة تعدادات متعاقبة حتى يمكن الحكم على اتجاهها

جدول رقم (۳۰) حساب نسبة التركز في الاسكندرية سنة ١٩٦٠

الفرق الموجب (س) - (ص)	النسبة المئوية من جملة السكان (ص)	النسبة المئوية من المساحة الكلية (س)	القسم
٩,٠	٩,٣	٠,٣	الجمرك
٦,٩	۱٠,٤	٣,٥	الرمل
19,9	١,٥	۲۱, ٤	الدخيلة
٤,٠	٤,٧	٠,٧	العطارين
٤,٥	٥,١	٠,٦	اللبان
٤٨,٢	11,1	٦٠,٠	المنتزه
۲,٦	Υ, Λ	٠, ٢	المنشية
1., ٧	٨, ٥٠	٥,١	باب شرقي
١١,٦	17,7	١,١	كرموز
١٦,٠	17,4	١,٣	محرم بك
۲,۸	۸,٦	٥,٨	مينا البصل
187, 4	١	١٠٠	الجملة

صعوداً أو هبوطاً أو ثباتاً، كما أنها تفيد عند المقارنة بين عدة أقاليم للوقوف على نمط التركز السكاني ودرجته بكل منها.

د ـ درجة التزاحم السكاني Crowding :

سبق القول بأن كثافة السكان هي عبارة عن العلاقة بين المساحة السكلية وبين عدد السكان ولا شك أن هذا يحمل في طياته الكثير من المبالغة ولا يؤدي إلى معرفة تركز السكان بدقة في أحد أقسام المدينة أو شياخاتها، وتعد درجة التزاحم السكاني من أنسب مقاييس تركز السكان في المدن بأقسامها ووحداتها الإدارية المختلفة، وهي أبسط أنواع المقاييس في

حسابها حيث يقصد بها ما يخص الحجرة الواحدة من الأفراد أي أننا نحصل عليها ببساطة بقسمة عدد السكان في المنطقة على مجموع عدد الغرف التي يقطنها هؤلاء السكان، وهي تعد من المقاييس الهامة في الحكم على المستوى الاجتماعي والاقتصادي السائد في دراسة السكان في أحياء المدينة الواحدة كما أنها تعد مؤشراً لكثير من المتغيرات الديموغرافية كالخصوبة والوفيات بعامة ووفيات الأطفال الرضع بصفة خاصة.

قياس العلاقات السكانية _ المكانية:

من المعروف في جغرافية السكان أن توزيع البشر في إقليم ما هو دالة لعوامل متشابكة ليس من السهل فصل أحدها عن بقية العوامل وبمعنى آخر فإن تضافر عوامل متعددة في بيئة ما هو الذي يحدد شكل التوزيع السكاني والعمراني، وقد بذلت عدة محاولات لتبسيط توزيع السكان توزيعاً مساحياً بصورة إحصائية، ومع ذلك فإنه من الصعب تحليل هذه التوزيعات تحليلاً كمياً في ضوء حركة السكان الجغرافية وتباين التركيب الديموغرافي لهم، ويرتبط ذلك بأسلوب توضيح التوزيع السكاني على الخرائط واختيار الطريقة الملائمة لهذا الغرض سواء كانت خرائط التوزيع النسبي من ناحية، والأشكال ذات خرائط التوزيع المتساوي، أو خرائط التوزيع النسبي من ناحية، والأشكال ذات الفئات المتساوية وحجم ومواقع النقط والرموز من ناحية أخرى.

ورغم أن الجغرافي المبتدىء قد يكون على علم بمقاييس كثافة السكان وتوزيعهم مثل الكثافة الحسابية أو الفيزيولوجية أو الزراعية لتحديد علاقة السكان بالأرض عددياً، فإن هناك المقاييس الأخرى التي تفيد الباحث في محاولة التعرف على نمطالتركيز في منطقة واحدة داخل حدود الإقليم والتشتت داخل هذه الحدود، ذلك لأن دراسة التوزيع السكاني لا تهتم فقط بالتوزيع العددي المطلق للسكان في أقسام الإقليم، بل دراسة توزيع الكثافة في هذه الأقسام والتي تلقي الضوء على مدى العلاقة بين التوزيع العددي ومساحة الرقعة الماهولة.

ويحسب التركز السكاني باستخدام عدة طرق إحصائية من أهمها ما يعرف بنسبة التركز التي سبق ذكرها وكذلك منحنى لورنز Lorenz Curve وطريقة القرب النسبي أو ما يعرف أحياناً بالثقل السكاني الكمي.

منحني لورنز:

وهو من الطرق المستخدمة لمعرفة مدى التساوي أو عدم التساوي في توزيع السكان في إقليم محدد وعلى امتداد فترات زمنية متعاقبة وقد استخدم في الأصل لقياس تركز الدخل والثروة ، ويمكن استخدامه فقط عندما تنقسم المنطقة المراد دراستها إلى وحدات مساحية صغيرة حسب عدد السكان بكل منها وفي هذه الحالة ننشىء جدولاً خاصاً يوضح توزيع الوحدات المساحية الصغيرة حسب فئات الكثافة السكانية في كل فئة ثم بنسبة كل عدد في كل من هذين العمودين إلى مجموع العمود الذي هو فيه ثم باللضرب في ماثة نحصل على النسب المثوية لكل منهما ومن هنا يبدو مدى التوزيع السكاني هل هو متساو أو غير متساو و فلو تساوت النسبة المئوية للمساحة مع النسب المثوية للسكان كان توزيعاً متساوياً ، أما إذا اختلفت النسب مع بعضها كان ذلك دليلاً على عدم التساوي في التوزيع السكاني على رقعة الإقليم (كما هي الحال في تحليل نسبة التركز) .

ويمكن مقارنة توزيع السكان في تعدادات متعاقبة باستخدام منحنى لورنز، مع ملاحظة أنه إذا كانت زيادة السكان بمعدل واحد في كل الوحدات المساحية في الإقليم فإن نمط التركز سيظل ثابتاً هو الآخر، وعموماً فإن منحنى لورنز لا يختلف كثيراً في طريقة حسابه عن نسبة التركز التي سبق الحديث عنها، ويكمن الإختلاف بينها في إمكان دراسة التطور في الكثافة باستخدام المنحنى أي في العلاقة بين المساحة والسكان على مستوى الإقليم بوحداته الإدارية المختلفة.

مثال تطبيقي:

ـ الغرض من الدراسة:

توضيح العلاقة السكانية _ المكانية سواء للتركز أو للتناثر وذلك باستخدام منحنى لورنز وتحليل معدل الانحدار الكثافي.

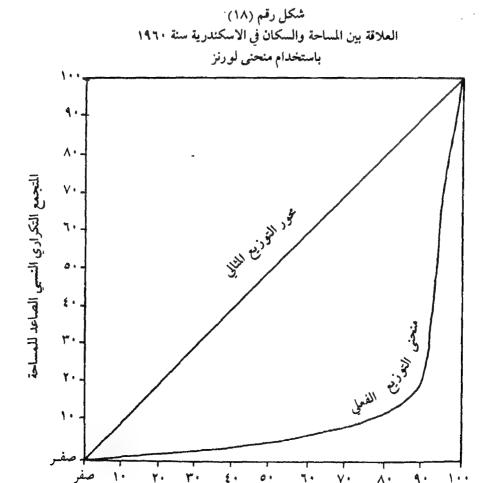
- مصدر البيانات: تعداد السكان.
 - طريقة إجراء الدراسة:
- ١ _ تحديد أقسام المدينة وفق حدودها الإدارية كها جاء بالتعداد.

- حساب جلة السكان ـ وجملة المساحة الكلية لأقسام المدينة والمجموع الكلي
 للسكان والمساحة للمدينة كلها.
 - ٣ حساب نسبة السكان في كل قسم إلى جملة سكان المدينة.
 - ٤ حساب نسبة مساحة كل قسم إداري إلى جملة مساحة المدينة .
- ترتيب الأقسام الإدارية من الأدنى للأعلى (ترتيباً تصاعدياً) حسب نسبتها في الخطوة الرابعة السابقة ووضع ما يقابلها من نسب السكان لكل قسم.
- ٦- جمع كل مجموع من هاتين المجموعتين جمعاً تراكمياً بحيث تكون أول قراءتين من أدنى نسبة مساحية (خطوة ٤) وما يقابلها من نسبة سكانية (خطوة ٣)، وهكذا حتى نصل إلى آخر قراءتين وستكونان حينئذ أكبر نسبة مساحية وأكبر نسبة سكانية أو ١٠٠ ٪ لكل منها.
- ٧ ـ استخدام النسب التراكمية كمحاور لرسم منحنى لورنز مع وضع نسب السكان على المحور الأفقي ونسب المساحة على المحور الرأسي وطبعاً سيقسم كل من المحورين إلى ١٠٠ ٪.
- ٨ـ رسم مجموعة من الدوائر المتعاقبة على خريطة المدينة بحيث تكون مركزها واحداً
 بادثاً من مركز المدينة .
- رسم مدرج تكراري (هستوجرام) يوضح كثافة السكان مقابل المسافة من مركز
 المدينة .

تطبيق على مدينة الاسكندرية:

تتكون الإسكندرية من ١١ قسماً إدارياً (حسب تعداد ١٩٦٦) وقد تم الاستعانة بتعداد السكان لتحديد النسب المئوية لجملة سكان كل قسم من هذه الأقسام الأحد عشر، والتي تكون المدينة بأكملها، وكذلك مساحة كل قسم من جملة المساحة الكلية، وبعد ذلك نجمع النسب المساحية ـ السكانية تراكمياً، بادئين بأقل نسبة حتى نصل إلى أكبر نسبة من المساحة الكلية ونحصل على المحورين الرأسي والأفقي اللازمين لرسم منحنى لورنز وستكون أول قيمتين على المحورين الرأسي والأفقي هما قيمة قسم الجمرك حيث يعيش ٥,٨ ٪ من جملة سكان المدينة في ٣٠,٠ ٪ من جملة المساحة الكلية لها، وتليها القيمتان ٢٥,١ ٪ من السكان

يعيشون في ١,٦ ٪ من المساحة وذلك بعد إضافة قسم محرم بك إلى الجمرك سوياً، وباستمرار جمع القيم تراكمياً بعد ذلك حتى أكبر قيمة أخيرة وهي قسم الدخيلة سيكون مجموع كل من العمودين ١٠٠ ٪، ويوضح ذلك الجدول رقم (٣١) والشكل رقم (١٨) حيث تم توقيع كل قيمتين متقابلتين على محوري الرسم ويبين المحور الأفقي نسب السكان تراكمياً والمحور الرأسي نسب المساحة تراكمياً كذلك، وبتوصيل النقط بعضها ببعض على شكل منحنى يمكن مقارنته بالتوزيع المشالي



المتجمع التكراري النسبي الصاعد للسكان

جدول رقم (٣١) التوزيع المئوي التراكمي للمساحة والسكان لأقسام مدينة الاسكندرية (١٩٦٦)

التكرار المتجمع الصاعد	٪ لجملة المساحة	التكرار المتجمع الصاعد	٪ الحملة السكان	القسم
٠,٣	٠,٣	٨,٥	۸,٥	الجمرك
1,7	١,٣	40,1	17,7	محرم بك
١,٨	٠,٢	۲۷,٦	۲,٥	المنشية
۲,۹	١,١	٣٩,١	11,0	كرموز
٣,٥	٠,٦	٤٣,٦	٤,٥	اللبان
٤,٢	٠,٧	٤٧,٨	٤,٢	العطارين
۹,۳	0,1	٦٣,٣	10,0	باب شرقي
17,1	٣,٥	٧٩,٣	١٦,٠	الرمل
۱۸,٦	٥,٨	۸۸,۷	٩,٤	مينا البصل
٧٨,٦	٦٠,٠	٩٨,٠	۹,۳	المنتزه
1,.	۲۱,٤	1 , .	۲,٠	الدخيلة
-	1,.	•••	١٠٠,٠	الجملة

(النظري) الذي يمثله الخطالواقع بزاوية ٤٥ من نقطة الأصل والذي يوضح التوزيع المتساوي تماماً للسكان، أي أن هذا التوزيع المشالي يفترض مشلاً أن ٢٠ ٪ من المساحة و٥٠ ٪ منهم يعيشون في ٥٠ ٪ من المساحة و٥٠ ٪ منهم يعيشون في ٥٠ ٪ من المساحة وهكذا. ولكن هذا لا يتحقق في الواقع، ويبدو الفرق بين التوزيع المثالي والتوزيع الواقعي بمقارنة الخط المثالي الذي يبينه الرسم (الواصل بزاوية ٤٥) والمنحنى الفعلي الناتج عن توصيل قيم السكان والمساحة، ويبين الفرق بينها _ بين الخطوالمنحنى درجة عدم تساوي التوزيع السكاني في المدينة، وعلى الباحث دائماً أن يفسر

الأسباب المحلية لهذه الإختلافات بعد رسم المنحني المطلوب.

وعلى سبيل المثال يبين منحنى لورنز لمدينة الإسكندرية أن هناك تركزاً سكانياً في المدينة حيث يتركز أكثر من عمل إلى ٣,٥ فقط من رقعة المدينة كلها، وأن حوالي ثلثي جملة السكان يتركز في أقل من عشر مساحة المدينة، ومن هنا يتبادر إلى الذهن مباشرة أن هناك نطاقاً كبيراً في المدينة يمكن أن يستوعب أعداداً أكبر كما أنه يمثل مجالاً جغرافياً لإعادة توزيع السكان به.

حساب القرب النسبي أو الثقل السكاني الكمي:

هناك طريقة مبسطة لتحليل توزيع السكان في الإقليم جاء بها ستيورات (١٩٤٧) وعدلت فيما بعد على يد كل من ورنتز Warntz ونفت العرب النسبي (١٩٤٠) وتتلخص هذه الطريقة في الوقوف على ما يعرف بالقرب النسبي للسكان Relative Proximity حول أي مركز عمراني معلوم، وتعرف أحياناً بالثقل السكاني الكمي الكمي Population Potential ، ويعرف ستيوارت هذا الثقل الكمي لأى مركز محدد بأنه:

«مجموع حاصل ضرب السكان في المسافة بين هذا المركز العمرانسي والمراكز المجاورة».

ويمكن حسابه باستخدام الصيغة التالية:

الثقل السكاني الكمي لأي مركز عمراني (وليكن أ مثلاً) هو:

بحد ك×م

حبث:

ك = عدد السكان في المركز الآخر (المجاور)

م = المسافة بين هذا المركز الآخر والمركز العمراني (أ)

مجه = مجموع حاصل الضرب

مثال : المطلوب حساب الثقل السكاني الكمي للمركز العمراني (أ) في ضوء علاقته بالمراكز الأربعة المجاورة كما يبين جدول رقم (٣٢).

Toyne, P. and Newby, P., op. cit., pp. 109-110.

جدول رقم (٣٢) حساب الثقل السكاني الكمي

ە× ت	البعد (المسافة) عن المركز (أ) (م)	عدد السكان ك	المركز العمراني
٧٠٠	-	٧.,	f
Y	٥	٤٠٠	ب
0	١٠	٥٠	جـ
۲	۲٠	١٠	د
17	٤	٤٠	هــ

وهكدا يمكن تكرار نفس الطريقة في حساب الثقل السكاني الكمي لكل المراكز العمرانية الأخرى ومن ثم يمكن رسم خطوط كثافة متساوية Isopleths لنتائج العمليات الحسابية (حيث سيكون لكل مركز عمراني رقم خاص به).

وقد أدخل كل من ورنتز Warntz ونفت Neft تطويراً على الطريقة السابقة وذلك لاستنتاج ما يعرف بنصف القطر الديناميكي Dynamical Radius والدي يمكن الحصول عليه بالمعادلة التالية:

حیث:

ك = عدد السكان في المركز العمراني المجاور

م = المسافة بين هذا المركز العمراني والمركز المراد دراسته

ك = جملة عدد سكان المنطقة المراد دراستها

ط = نصف القطر الديناميكي

وبتطبیق هذه المعادلة علی بیانات الجدول السابق نحصل علی : $d = \sqrt{(\cdot \cdot \frac{1}{2} \times 0^{7}) + (\cdot 1 \times 1^{7}) + (\cdot 1 \times 1^{7}) + (\cdot 1 \times 1^{7}) + (\cdot 1 \times 1^{7})}$

= ۳, ٥ كيلو متر.

وعلى ذلك فإنه داخل دائرة نصف قطرها ٣,٥ كيلومتراً من المركز المراد دراسته يعيش ٩١ ٪ من سكان الإقليم كله.

$$[\% 91 = 1 \cdot \cdot \times \frac{75}{7 \cdot \cdot \cdot} \times \frac{1}{1}]$$

ويلاحظ أن الرقم ٦٤٠ هنا يمثل جملة سكان المراكز العمرانية داخل دائرة تحيط بالمركز العمراني المراد دراسته ويصل نصف قطرها إلى ٣,٥ كيلو متر، أو بمعنى آخر فهي جملة عدد سكان الإقليم كله ناقص سكان المركز ج، د اللذان يبعدان بأكثر من ٣,٥ كيلو متر من المركز العمراني (أ).

النزعة المركزية لتوزيع السكان:

هناك بعض الطرق الأخرى التي تهتم بتحديد مركز الثقل السكاني في الإقليم، وقد تطورت هذه الطرق في العشرينات وأواثل الثلاثينات على يد الجغرافي الروسي سفياتلوفسكي Sviatlovsky الـذي عني بدراسة توزيع سكان الاتحاد السوفييتي وتحديد الموضع المركزي لهم، وتسمى نقطة الوسط mean point أو المركز المتوسط mean point عركز الجاذبية أو نقطة التساوي السكاني، وهي تعد نقطة ارتكاز التوزيع والتي يفترض أن تكون كل وحدة ذات وزن متساو في مستوى مسطح افتراضي، والتي يكن أن تتحدد بتعيين نقطة التقاطع للمحورين الرأسي والأفقي التي يكون المستوى عندها متعادلاً تماماً، وبعبارة إحصائية أخرى فهي النقطة التي يكون مجموع مربع المسافات ذات التوزيع السكاني حولها في أدنى قيمة والمركز المتوسطيكون حينئذ مساوياً للتوزيع المساحي للوسط الحسابي للتوزيع الماحي.

ومن بين المقاييس المتعددة للنزعة المركزية يعد المركز المتوسط أكثرها فائدة في

دراسة التغير السكاني في المساحات المختلفة في فترة زمنية محددة، ومثله الوسط الحسابي في التوزيع الطولي _ فإن عيبه الرئيسي هو تأثره بالقيم المتطرفة إلى حد كبير، كذلك فهناك المركز الوسيطMedian centre والمركز المنوالي Modal centre لتوزيع السكان، وكلاهما يرتبط بالوسيط والمنوال في الإحصاء، وببساطة يشير المركز المنوالي إلى أقصى كثافة في رقعة الإقليم، ويرتبط موضعه في هذا المسطح الاقليمي بأحجام المساحات المدروسة، وتتميز كثير من الدول بمراكز سكانية أحادية المنوال - Uni modal centres مثل انجلترا (لندن) وفرنسا (باريس) والأرجنتين (بوينس أيرس) ومصر (القاهرة) كأمثلة واضحة ، في الوقت الذي تبدو فيه معظم العواصم الافريقية عكس ذلك تماماً، وهناك دول ثنائية المنوال Bi - modal centre مثل ساوباولـو وريودي جانيرو في البرازيل وسدني وملبورن في أستراليا ومونتريال وتورنتو في كندا، ويقل عدد الدول ذات التوزيع السكاني _ متعدد المنوال multi - modal وذلك بالرغم من وجود ميل نحوهذا الاتجاه في بعض الدول مثل الهند ونيوزيلندا وهولنده. وترتبط الخصائص الرياضية للمقاييس السابقة بالمواقع والاستخدمات المختلفة لكل منها ، ففي الولايات المتحدة تغير موضع المركز المتوسط mean centre لتوزيع السكان بثبات نحو الغرب على امتداد خط عرض ٣٩° نتيجة عوامل الجذب السكاني المتوفرة في هذا الاتجاه.

٢ _ مقاييس الخصوبة السكانية:

تقاس خصوبة السكان بعدة مقاييس حسابية تختلف فيا بينها تبعاً للعمليات الاحصائية المتبعة للحصول عليها، كما أن لكل منها مزاياه وعيوبه سواء من حيث سهولة الحصول عليه أو من حيث الدلالة التي يبرزها.

أ_ معدل المواليد الخام Crude Birth Rate :

يعد هذا المعدل أبسطهذه المقاييس جميعاً _ وهو عبارة عن النسبة بين عدد المواليد الأحياء المسجلين في السنة وإجمالي عدد السكان في منتصف السنة ، وهو معدل خام لأنه يبين الظاهرة الحيوية منسوبة إلى المجتمع ككل دون النظر إلى التركيب السكاني المتباين من حيث العمر والنوع والنشاط والخصائص

الديموغرافية الأخرى، ولذلك فإنه نظراً لبساطة هذا المعدل الخام _ فإن له عيب جوهري هو أنه يمزج مجموعات سكانية كثيرة تختلف الخصوبة فيما بينها اختلافاً واضحاً ولا يميز بين طبقاتها المختلفة ومدى تباينها في هذا الصدد.

وقد أصبح هذا المقياس شائعاً ومعروفاً لمناقشة المستوى العام للخصوبة وذلك لمزاياه الكثيرة رغم ذلك، منها أنه يبين مستوى الخصوبة لمجتمع بأكمله على مستوى القطر أو الإقليم، ويمكن حسابه بسهولة ويسر ولا يتطلب سوى الحد الأدنى من البيانات لحساب أي معدل حيوى.

ويكتب معدل المواليد الخام على الصورة التالية:

معدل المواليد الخام في مصر سنة ١٩٧٦ $\times 1.00$ عدل المواليد الخام في مصر سنة ١٩٧٦ $\times 1.00$ = $\frac{1,800,750}{\pi V.\Lambda TV...}$

ب ـ معدل الخصوبة العام General Fertility Rate

وهو عبارة عن النسبة بين العدد السنوي للمواليد إلى جملة عدد الأناث في سن الحمل والتي تقع بين فئتي العمر ١٥ ـ ٤٩ سنة ، والغرض من ذلك هو تحديد مقام المعدل إلى الإناث المحتمل أن يكن أمهات باستبعاد جميع الذكور ومجموعات أخرى من الإناث خارج فترة الحمل الطبيعية.

وعلى ذلك فإن هذا المعدل يأخذ الصيغة التالية:

معدل الخصوبة العام عدد المواليد أحياء في السنة = عدد الإناث في مرحلة العمر (١٥ ـ ٤٩) في منتصف السنة

مثال:

معدل الخصوبة في مصر سنة ١٩٦٠ = $\frac{1,117, \Lambda \Lambda \Lambda}{0,\Lambda \Upsilon \xi, \tau \cdot \circ}$ = 197، معدل الخصوبة في مصر سنة ١٩٦٠ = 197، معدل الخصوبة في مصر سنة ١٩٦٠ = 197، معدل الخصوبة في الألف.

جـ _ معدل الخصوبة العمرية والنوعية الخاصة:

Age-Specific Fertility Rate

وهو النسبة بين جملة عدد المواليد لأمهات في أعمار معينة إلى عدد الاناث في كل فئة عمرية وعادة ما تكون فئة خمسية (أي كل خمس سنوات) وهو أدق من المعدلين السابقين وذلك لأن عدد المواليد يختلف باختلاف أعمار الأمهات بدرجة كبيرة.

والبيانت اللازمة لحساب هذا المعدل هي عدد المواليد المسجلين المبوبين حسب عمر الأم، وعدد السكان الاناث في كل فئة عمرية في المدى العمري ١٥ ـ 3 مبوبة في نفس فئات عمر الأم، وهو بذلك يأخذ الصيغة التالية:

معدل الخصوبة العمرية النوعية الخاصة =

عدد المواليد خلال السنة للاناث (الوالدات) في فئة عمرية عدد الاناث في نفس الفئة العمرية في منتصف السنة

ويوضح الجدول رقم (٣٣) مثالًا على ذلك في مصر سنة ١٩٦٠.

جدول رقم (٣٣) معدل الخصوبة الخاصة في مصر سنة ١٩٦٠

معدل الخصوبة	جملة عدد جملة عدد الإناث			
العمرية في الألف	في كل فئة عمرية	المواليد حسب	الفئة العمرية	
$1\cdots \times \frac{(Y)}{(Y)}$	في منتصف السنة	أعمار الأمهات		
	(٣)	(٣)	(1)	
44,04	1 • ٢٩٨٨٤	4017	19-10	
712,00	1105V	10101	Y £ _ Y •	
707, V •	1.54444	771177	79 _ 70	
٣٧٠, ٢٣	145044	4.444.	48 - 4.	
194,44	· ۸٧٠٣٨٧	١٧١٧٨٥	49-40	
٥٦,٨٨	₹•٨•٧•	4504 0	£ £ _ £ •	
19,71	071787	١١٢٠٤	19-10	
1784, 81	•• 537 %	1114444	الجملة	

د ـ معدل الخصوبة الكلية Total Fertility Rate

ويرتبط بمعدل الخصوبة الخاصة مقياس آخر هو معدل الخصوبة الكلية ، وهو مجموع معدلات الخصوبة الخاصة للمرأة الواحدة (أو لألف امرأة) مضروباً في ٥ (طول الفئة العمرية) ، ويعني هذا المعدل في الواقع متوسط عدد المواليد الذين يمكن أن تنجبهم المرأة الواحدة طوال سنوات قدرتها على الإنجاب ، ومثال ذلك أن معدل الخصوبة الكلية في مصر سنة ١٩٦٠ يساوي:

$$0 \times \frac{1727, 21}{1 \cdot \cdot \cdot} = 7, 7$$
 مولوداً.

هـ .. معدل التكاثر الإجمالي Gross Reproduction Rate

وهو تطوير بسيط لمعدل الخصوبة الكلية والتمييز الوحيد بينها هو أن معدل التكاثر الاجمالي يخص المواليد الإناث بدلاً من جملة المواليد، ويمكن حسابه بسهولة للإناث حسب فئات أعمارهن و بنفس طريقة معدل الخصوبة الكلي إذا كانت البيانات تعطى للمواليد الإناث منفصلة عن الذكور حسب عمر الأم، وإذا لم تتوفر مثل هذه البيانات فمن المعتاد أن نبدأ أولاً بحساب معدل الخصوبة الكلية باستخدام جملة المواليد من النوعين ثم نضرب هذا المعدل الناتج في نسبة النوع عند المولد (وهي نسبة الذكور إنى الإناث والتي تساوي غالباً ١٠٥ ـ أي أن كل ١٠٥ من المواليد الإناث).

ويعبر معدل التكاثر الاجمالي عن عدد الاناث للمرأة الواحدة أي عدد الاناث اللاتي تلدهن المرأة الواحدة في المدنى العمري ١٥- ٤٩ سنة وذلك بافتراض بقاء هذا العدد المولود من الاناث على قيد الحياة طوال مدة الانجاب التي تتراوح بين ٣٠ - ٣٥ سنة ، وكذلك بفرض بقاء معدل الخصوبة العمرية الخاصة ثابتاً كما هو عليه في سنة الاساس.

مثال: معدل التكاثر الاجمالي في مصر سنة ١٩٦٠ =

ن. معدل الخصوبة الكلية = ۲,۲ ونسبة النوع في مصر سنة ١٩٦٠ = ١١٣
 أي ١١٣ مولود من الذكور مقابل كل ١٠٠ مولود من الإناث.

$$Y, q = \frac{7, Y}{Y, Y} = \frac{7, Y}{1 \cdot 0 \cdot 1 \cdot 1} = \frac{7, Y}{1 \cdot 0 \cdot 1} = \frac$$

أي أن الأنثى التي تجتاز فترة الحمل في مصر تنجب حوالي ثلاث إناث يمكن أن يواصلن الإنجاب في المجتمع من بعدها، وهو معدل مرتفع إذا ما قورن بالبلاد المتقدمة مثل الولايات المتحدة التي يصل فيها إلى ١,٠ أو اليابان ويصل إلى ١,٠ فقط.

ولكن هذا القول يكون صحيحاً إذا استطاعت كل أنثى من اللاتي سيخلفن أمهاتهن أن تجتاز فترة الحمل كلها دون أن يجدث لها وفاة، ولكن ذلك لا يحدث في

الواقع لأن عامل الوفاة له أثر واضح في تقليل أعدادهن بتقدمهن في السن أثناء هذه الفترة ، لذلك فإن هناك مقياساً آخراً لتقدير عدد الأمهات في المستقبل يأخذ في الاعتبار عامل الوفاة ويعرف هذا المقياس بمعدل التكاثر الصافي Net وهو يحسب بطريقة خاصة تعتمد على استخدام ما يعرف بجدول الحياة Life Table الذي يوضح كم من جيل الاناث البالغ عدده بجدول الحياة عند المولد سيتبقى عند كل فئة عمرية من فئات الانجاب بتأثير عامل الوفاة ، وقد بلغ معدل التكاثر الصافي في مصر ٣ ,٣ مقابل ٥ , ١ في الولايات المتحدة الأمريكية .

و_ نسبة الاطفال إلى النساء في سن الحمل Child - Woman Ratio

وهو مقياس شائع الاستخدام ويعتمد على بيانات التعداد السكاني حيث نحصل عليه بقسمة عدد الأطفال الذين يقل عمرهم عن ه سنوات على عدد النساء في سن الإنجاب وهو يستخدم في حالة عدم وجود إحصاءات حيوية كاملة يمكن منها اشتقاق المعدلات السابقة، ويرتبط هذا المقياس بالتعداد السكاني كها سبق، ولذلك فإن الدقة في بيانات التعداد تؤثر تأثيراً كبيراً على دقة هذا المقياس، وإن كان أبرز عيوبه هو أن البسط أي عدد الأطفال دون الخامسة _ يمثل الباقي على قيد الحياة من جملة الدين تم إنجابهم خلال الخمس سنوات السابقة على التعداد، وعلى ذلك فإن النسبة بينهم وبين النساء في سن الحمل لن تنتج مقياساً دقيقاً وتكون دلالتها في الغالب غير مباشرة وتستخدم في مقارنة مستويات الخصوبة بصفة عامة في مختلف الأقاليم على مستوى الإقليم أو القطر أو بين بعض الأقطار.

٣ _ مقاييس الوفيات:

يمكن الحكم على مستوى الموفيات السائد في المجتمع عن طريق بعض المقاييس المرتبطة به والتي تتمثل في معدل الوفيات الخام، ومعدل الوفيات العمري النوعي، ومعدل وفيات الأطفال الرضع ثم معدل الوفيات السببي.

أ ـ معدل الوفيات الخام Crude death Rate :

وهو أكثر المقاييس شيوعاً حيث يمثل نسبة جميع الوفيات المسجلة خلال سنة

معينة إلى بحدد السكان الكلي مضروباً في ١٠٠٠ ويكتب على الصورة التالية:

معدل الوفيات الخام = عدد الوفيات المسجلة خلال سنة ميلادية ×٠٠٠٠ معدل الوفيات الحلي في منتصف السنة

مشال: معدل الوفيات في مصر سنة ١٩٧٦ =

الألف
$$\mathbf{r} = \mathbf{r} \cdot \mathbf{r} \times \mathbf{r} \times \mathbf{r} \times \mathbf{r} \times \mathbf{r}$$
 في الألف

ولهذا المعدل مزايا من أهمها أنه يبين مستوى الوفاة لمجتمع بأكمله في سنة ما ، إلا أن أبرز عيوبه أنه يمزج مجموعات سكانية كثيرة تختلف الوفيات فيا بينها اختلافاً واضحاً حيث يمزج هذه العناصر دون تمييز ، ومن الخطورة الوصول إلى استنتاجات محددة على أساس دلالة المعدل الخام للوفاة فقط، لذلك فإن الدراسة المتعمقة للوفاة تمتد إلى بعض المعدلات الأخرى والتي تعتبر أكثر دقة وتفصيلاً عن معدل الوفيات الخام.

ب ـ معدل الوفيات حسب العمر Age - Specific Death Rate

وهو معدل خاص بكل فئة عمرية حيث ينسب عدد الوفيات التي حدثت في كل فئة إلى جملة السكان في نفس الفئة مضروباً في ٢٠٠٠، ومن المفيد أن تحسب هذه المعدلات للذكور والاناث وبذلك تصبح معدلات عمرية نوعية وهذه المعدلات العمرية تعد أساسية في المقارنة بين المجتمعات بعضها وبعض أو بين طوائف السكان في داخل المجتمع الواحد، وتعد الفئات العمرية ذات الخمس سنوات الصورة الشائعة في حساب معدلات الوفيات الخاصة بالعمر وهي توضح الأنماط الرئيسية لتغير مستوى الوفاة حسب العمر وفي العادة لا تكون البيانات على درجة كافية من الدقة بحيث تبرر استخدام فئات أصغر.

وتتأثر الوفيات بعامل السن والنوع تأثراً كبيراً كذلك فإن هناك اعتبارات أخرى تؤثر في الوفاة بالإضافة إلى هذين العاملين البيولوجيين كنمط الحياة في الريف والحضر والتفاوت الإجتاعي والاقتصادي بين المجموعات السكانية في البيئة الواحدة.

وبدراسة العلاقة بين الوفاة العمرية _ أو ما يسمى بالمعدلات العمرية للوفاة _ يلاحظ أن منحنى هذه المعدلات له نمطمعروف تبدأ قمته بعد المولد مباشرة ثم يهبط إلى حده الأدنى في الفترة من ٥ _ ١٥ سنة وما يلبث أن يرتفع ببطه بعد ذلك حتى بداية الأعمار المتقدمة ويصل بذلك إلى نهايته متخذاً بذلك شكل حرف لا المعروف وذلك فيا بعد الخامسة والستين أو السبعين.

وقد تقسم معدلات الوفيات العمرية هذه إلى أربع فترات من فترات العمر وهي فترة الرضاعة وفترة الطفولة وفترة العمل والانجاب ثم الكهولة والشيخوخة.

ج _ معدل وفيات الرضع Infant Mortality Rate

وهو معدل يختلف في حسابه عن المعدلين السابقين حيث نحصل عليه بقسمة عدد وفيات الأطفال الذين تقبل أعمارهم عن سنة على مجموع عدد الوفيات أحياء خلال نفس السنة مضروباً في ١٠٠٠ ويكون هذا المعدل مرتفعاً دائماً عن معدل الوفيات الخام ويعكس مدى ما تقدمه الدولة من خدمات صحية لمواطنيها، ويكون هبوطه أول خطوة في هبوط مستوى الوفيات ككل في المجتمع، وفي كثير من الدول يأتي معدل وفيات الأطفال في فئة السن ١ - ٤ سنوات بعد معدل وفيات الرضع مباشرة - حتى أنه في معظم الدول النامية يكون أكثر من نصف عدد الوفيات بها في أي سنة - لأعمار تقل عن ٥ سنوات، وعلى ذلك فإن صيغة معدل وفيات الرضع تكون على النحو التالي:

معدل وفيات الرضع = عدد حالات الوفاة للأطفال أقل من سنة ×١٠٠٠ معدل وفيات الرضع = مجموع عدد المواليد الأحياء في نفس السنة

ويرتبطبهذا المعدل معدلات فرعية أخرى لتحليل الجوانب المنفصلة للوفاة في السنة الأولى من العمر، ذلك لأن جزءاً من وفاة الرضع يتأثر بظروف الميلاد لانها تبدأ مباشرة بعد وقت الولادة ويسمى هذا الجزء بوفاة المواليد المبكرة، وجرى العرف على قياسه بمعدلات الوفيات للشهر الاول من العمر، ويعد ذلك أمراً هاماً في دراسة وفيات الرضع لأنه يمثل نسبة كبيرة منها.

وينبغي الإشارة إلى أن دقة هذه المعدلات ترتبط بدقة الإحصاءات الحيوية

وتدل الشواهد في كل مكان تقريباً على أن تسجيل وفيات الرضع يكون أقبل من الواقع وبذلك يكون ناقصاً ويتزايد هذا النقص حيثها كانت وفيات الرضع مرتفعة ويكون أكثر شيوعاً بين الوفيات في الساعات والأيام الأولى من العمر، ونتيجة ذلك فإن بيانات وفيات الأطفال المبكرة تعد أقل البيانات ثقة على الإطلاق(١٠).

د ـ معدل الوفيات حسب السبب:

ومو من المعدلات الستخدمة في دراسة الوفيات في المجتمعات المختلفة حيث يبين مستوى الصحة العامة والامراض السائدة وتفاوت دورها في الوفيات التي أدت تحدث للأفراد، وتصنف الوفيات في كثير من الأقطار حسب الأسباب التي أدت إليها وتعد هذه المعدلات أساساً هاماً لمقارنة الدول حسب مستواها الصحي السائد.

وتحسب معدلات الوفيات حسب السبب عن طريق نسبة عدد الوفيات في سنة ما الناجمة عن سبب ما إلى جملة سكان منتصف السنة مضروباً في ١٠٠٠٠ أو بمنة ما الناجمة عن سبب هذا المعدلات لكل فئة عمرية باستخدام نفس الصيغة لكل فئة من الفئات وتكون جينئذ معدلات وفيات عمرية سببية.

وعلى ذلك تكون صيغة هذا المعدل على النحو التالى:

معدل الوفيات حسب السبب =

عدد الوفيات الناتجة عن سبب ما في سنة معينة ×٠٠٠٠ جملة عدد السكان في منتصف السنة

مثال:

معدل وفيات أمراض الجهاز الهضمي في مصر سنة ١٩٦٤ = حالات الوفيات الناتجة عن أمراض الجهاز الهضمي × ١٠٠٠٠ × محلة عدد سكان مصر في منتصف ١٩٦٤

⁽١) جورج و. باركلي، أساليب تحليل البيانات السكانية، (مترجم)، القاهرة، ١٩٦٨، ص ٢١٤.

$$oq \ \ = \ \ \cdots, \ \ \cdots \times \frac{17A, \cdot YA}{YA, \cdot \cdot 1A, \cdot \cdot \cdot \cdot} =$$

ويلاحظ أن مجموع معدلات الوفيات الخاصة بالسبب في المجتمع يساوي معدل الوفيات به، وهو في تلك الحالة يكون لكل ١٠٠٠٠٠ نسمة.

وبالرغم من أهمية المعدلات الخاصة بالسبب إلا أن البيانات اللازمة لحسابها لا تخلو من أخطاء أبرزها عدم الدقة في تشخيص سبب الوفاة ، ذلك لان هذا الامر يرجع إلى حكم شخصي مباشر ، ولذا تتأثر بيانات أسباب الوفاة بتفاوت المهارات الطبية والتوزيع الجغرافي للخدمات الطبية في داخل القطر الواحد أو بين الأقطار بعضها وبعض . ولذلك فإن معدلات الوفيات الخاصة بالسبب غالباً ما تحسب لفئات عريضة من الأسباب حيث يمكن تمييز مجموعات رئيسية من الأمراض المسببة للوفاة مثل الأمراض المعدية والطفيلية وأمراض الجهاز الهضمي وأمراض الجهاز التنفسي وأمراض الجهاز الدموي وأمراض الشيخوخة والحوادث .

معدلات الوفيات حسب المهنة والحالة الاجتماعية والاقتصادية:

بالإضافة إلى المعدلات السابقة يمكن حساب معدل وفيات خاص بمجموعات سكانية محددة حسب نشاطها الاقتصادي _ أو حسب المهن التي يمارسها الأفراد ولا تختلف في طريقة حسابها عن المعدل الخام أو العمري النوعي حيث يكون عدد الأفراد في كل مهنة في سنة معينة مقاماً للصيغة الحسابية وعدد الوفيات من هؤلاء الأفراد في نفس المهنة بسطاً لها وعلى ذلك فإن صيغته تكون على الوجه التالي:

معدل الوفيات حسب المهنة = عدد الوفيات في مهنة معينة في سنة ما عدد السكان في نفس المهنة ونفس السنة

ويكون من الضروري في أغلب الأحيان حساب معدلات الوفيات الخاصة بالمهن لكل فئة عمرية للذكور والاناث كل على حدة.

٤ - مقاييس الهجرة الداخلية:

تعتمد دراسة الهجرة الداخلية على بيانات التعداد السكاني أو الاستقصاءات

والمسح بالعينة وذلك لاستخراج بعض المقاييس التي تعرف غالباً بنسب أو بمعدلات الهجرة وذلك لاستخراج بعض المقاييس أساساً للحكم على حجم الهجرة في المنطقة المهجر منها (مكان الأصل Place of Origin) أو المنطقة المهاجر اليها (مكان الوصول Place of Destination)، ومن الواضح أن المقام المستخدم في كل المقاييس هو إجمالي عدد السكان في كل من المنطقتين كها تبين الصيغ التالية لحساب هذه المقاييس:

٣ _ معدل الهجرة الصافية =

وبعنى آخر فإن معدل الهجرة الصافية يمثل الفرق بين المعدلين الأول والثاني ويوضح مدى ما كسبته المنطقة من المهاجرين إذا كان الفرق موجباً ومدى ما خسرته منهم إذا كان سالباً، وبديهي أنه على رقعة الدولة الواحدة فإن معدل الهجرة الداخلية الوافدة يساوي معدل الهجرة الداخلية المغادرة وبالتالي فان معدل الهجرة الصافية يساوي صفراً، ولكن أهمية هذا المعدل الأخير تبدو في توضيح الفروق الإقليمية بين مناطق الجذب ومناطق الطرد داخل الدولة حيث تبدو مناطق الجذب دات هجرة صافية سالبة وقد توجد مناطق تتعادل فبها الهجرة الوافدة مع الهجرة المغادرة وبالتالي فإنها مناطق استقرار سكاني.

عدل الهجرة الكلية =
 عدد المهاجرين إلى المنطقة + عدد المهاجرين من المنطقة
 حملة عدد سكان المنطقة

وبالإضافة إلى هذه المعدلات العامة فهناك معدلات نوعية ترتبط بأعمار المهاجرين ونوعهم ولذا تعرف بالمعدلات العمرية النوعية ويتم حسابها على أساس قسمة عدد المهاجرين في فئة عمرية معينة على جملة عدد السكان في هذه الفئة ويكون ذلك بالنسبة للذكور والإناث كل على حدة.

طرق تقدير حجم الهجرة الداخلية:

هناك ثلاث طرق يمكن بواسطتها تقدير حجم الهجرة المداخلية واتجاهاتها، وتعتمد هذه الطرق على مصدرين رئيسين هما التعداد والإحصاءات الحيوية، وتعد بيانات للتعداد من أهم هذه المصادر في الواقع وذلك لأنه يمكن الحصول مباشرة على حجم الهجرة الداخلية وتوزيعها عن طريق توزيع السكان حسب محال الميلاد أو حسب مكان الإقامة المعتادة أو مدة الإقامة في مكان العد كما يمكن الحصول على بعض خصائص المهاجرين بطريقة غير مباشرة باستخدام بيانات التعداد وإجراء بعض العمليات الإحصائية عليها.

والطرق الثلاث لتقدير حجم الهجرة الداخلية هي الطرق الآتية:

أ_ طريقة محل الميلاد:

تعتمد دراسة تيارات الهجرة على مصدر إحصائي واحد هو تعداد السكان وتستخدم جداول محال الميلاد مقارنة بمكان الإقامة وقت التعداد، فالذين عدوا في المنطقة الإدارية (أ) مثلاً (قد تكون مقاطعة أو محافظة أو قسم إداري) وليسوا من مواليدها فإنهم يعتبرون مهاجرين من الجهات التي ولدوا فيها إلى هذه المنطقة، ومن ناحية أخرى فإن الذين عدوا في مناطق أخرى وكانوا من مواليد المنطقة (أ) هذه فإنهم يعتبرون أيضاً مهاجرين منها إلى المناطق الأخرى التي عدوا فيها.

وباستخدام هذه الطريقة في عدة تعدادات متعاقبة فإنه يمكن معرفة تطور حركة الهجرة الداخلية في البلاد، ولعل في مصر مثال على ذلك كما تبين أرقام الجدول رقم (٣٤) حيث ينتقل بين ظهرانيها قرابة عشر السكان في كل السنوات التعدادية منذ ١٩٤٧.

جدول رقم (٣٤) تطور عدد المهاجرين ونسبتهم إلى جملة عدد السكان في مصر في الفترة من ١٩٢٧ ــ ١٩٦٦ ١١٠

النسبة //	عدد المهاجرين الذين عدوا خارج محل ميلادهم	جملة عدد السكان	السنة
٧,٠	990,780	11, 417, 171	1977
٦,٩	1, • 4 A, Y O Y	10,987,792	1947
٩,٠	1,799,972	19, . 71, 12.	1927
11,0	۳,۰۰۱,٦١٥	77, • 10, 477	197.
٩,٢	۲,٧٣٦,٤٠٠	٣٠,٠٨٢, ٤١٩	1977

على أنه ينبغي الإشارة إلى أن طريقة محال الميلاد في دراسة الهجرة الداخلية لا تخلو من عيوب، ذلك لأنه ليس من المتوقع أن يحظى سؤال بسيط عن محل الميلاد بإجابات دقيقة من كل السكان، فمن المحتمل حدوث خطأ في ذكر هذا المكان خاصة بين المهاجرين اللذين قضوا فترة طويلة في المهجر أي بين المسنين من المهاجرين، ولما كان جامعو بيانات التعداد يسألون رب الأسرة مباشرة عن بقية أفراد الأسرة فقد لا يعير أماكن ولادة هؤلاء الأفراد اهتاماً كبيراً.

كذلك فقد تؤدي التغيرات المستمرة في الحدود الإدارية إلى عدم الدقة في بيانات محال الميلاد فالسكان لا يهتمون كثيراً بالتغيرات الإدارية التي تحدث في موطنهم الأصلي بعد هجرتهم منه ويدلون ببيانات محل الميلاد حسب حدوده السابقة عندما كانوا مقيمين به وربما أصبح هذا المحل ضمن إقليم إداري آخر في الوقت الحاضر.

Abou-Aiana, F.M., "Internal Megration in Egypt between 1927-1966", Bulletin de (1) la Société de Geographie d'Egypte 1973.

وتعد طريقة إجراء التعداد ذاتها على جانب كبير من الأهمية في تحديد قيمة بيانات محل الميلاد في الهجرة فقد تختلف التعدادات المتعاقبة في طريقة إجرائها مثل طريقة العد الفعلي De Facto أو حسب مكان الإقامة المعتاد De ومن ثم يصعب مقارنة تطور حركة الهجرة، ولما كانت طريقة العد الفعلي تقوم على أساس عد السكان حسب أماكن تواجدهم ليلة التعداد فإنها قد تسجل البعض على أنهم مهاجرون ظاهرياً بالرغم من أنهم ليسوا كذلك.

وبالإضافة إلى ذلك فإن بيانات مكان المولد لا تبين سوى الفرق بين مكان المولد ومكان الإقامة وبالتالي لا تبين عدد الأشخاص الذين هاجروا في فترة زمنية معينة ولما كانت هذه البيانات لا توضح إلا الحركة المباشرة بين مكان المولد ومكان الإقامة فإنها لا تبين التحركات المتعددة لنفس الأفراد (سواء كان المهاجرون قد تحركوا أكثر من مرة قبل مجيئهم إلى مكان العد أو هاجروا إلى أماكن أخرى ثم عادوا إلى مواطنهم الأصلية).

. ب _ طريقة معادلة الموازنة :

يعتمد تحديد دور الهجرة في نمو السكان على طريقة تعرف بمعادلة الموازنة، وهي تعتمد على الإحصاءات الحيوية من ناحية وبيانات التعداد العام للسكان من ناحية أخرى حيث يكون من السهل تقدير الزيادة الطبيعية بين التعدادين ومقارنتها بالزيادة الكلية في الفترة التعدادية، ويمثل الفرق بينها الهجرة الصافية سواء كانت موجبة أو سالبة م أي سواء كانت هجرة وافدة أو مغادرة في المكان الواحدم، ومن الواضح أنه لا يمكن استنتاج مكان القدوم أو الوصول لأي فئة من المهاجرين حسب هذه الطريقة كها أنها تتطلب توفر تعدادين لا يفصلها عدد كبير من السنوات وأن تكون البيانات قابلة للمقارنة من حيث المجال والدقة والأقسام الجغرافية، وبديهي أن أخطاء الإحصاءات الحيوية تنتقل مباشرة إلى تقديرات الهجرة.

ويمكن وضع معادلة الموازنة على الصورة التالية:

حيث:

ك, = عدد السكان في التعداد الأول

ك, = عدد السكان في التعداد الثاني

والفرق بينهما يمثل الزيادة الكلية في السكان بين التعدادين.

ليد $(\gamma - \gamma) = عدد المواليد في الفترة التعدادية؛ أي بين التعداد الأول والثاني .$

في (١ _ ٢) = عدد الوفيات في الفترة التعدادية؛ أي بين التعداد الأول والثاني.

والفرق بينهما يمثل الزيادة الطبيعية في الفترة التعدادية.

ج ـ طريقة نسبة البقاء Survival Ratio Method

بالإضافة إلى الطريقتين السابقتين هناك طريقة ثالثة لدراسة خصائص المهاجرين مثل العمر والنوع وتعتمد على ما يعرف بنسب البقاء (Survival ratio) أي احتمال البقاء لفوج من السكان في فئة عمرية في تعدات معين (ت) إلى التعداد الثالي (ت+ن)، والبيانات المطلوبة حينئذ هي عدد الأشخاص حسب العمر والنوع في تعدادين متتالين ثم مجموعة من نسب البقاء التعدادية في كل فئة عمرية والتي يمكن تطبيقها على السكان في التعداد الأول حتى يمكن اشتقاق تقدير لعدد السكان المتوقع أن يظل على قيد الحياة في التعداد التالي والفرق بين هذا العدد التقديري المتوقع وعدد السكان الذي أورده التعداد التالي يكون هو الهجرة الصافية المقدرة وتتميز المجرة الطريقة مثل طريقة الإحصاءات الحيوية السابقة بإعطائها نتائج جيدة عن المجرة الداخلية وذلك باستخدام الصيغة التالية:

الهجرة الصافية في الفئة العمرية (ع)= ك (ع+ن) - (نسبة البقاء×كع)

حيث أن:

ك (ع) = الفئة العمرية في التعداد الأول والتي عمرهاع من السنوات

(3+i) = 1 الفئة العمسرية في التعسداد الثانسي والتسي عمرها 3+i من السنوات.

ن =عدد السنوات الفاصلة بين التعدادين.

نسبة البقاء =نسبة البقاء التعدادية القومية، أو نسبة البقاء المستقة من جدول الحياة.

ويوضح الجدول رقم (٣٥) تطبيق هذه الطريقة لتحديد حجم الهجرة الداخلية في أحد أحياء محافظة الاسكندرية حسب النوع والسن (سنة ١٩٦٠) اعتاداً على بيانات التعدادات المتاحة.

جدول رقم (٣٥) تقدير العدد الصافي للمهاجرين إلى منطقة الرمل ــ المنتزه بالاسكندرية في الفترة ١٩٥٠ ــ ١٩٦٠ حسب العمر في سنة ١٩٦٠ (الذكور فقط بناء على بيانات التعداد)

الهجرة الصافية	عدد السكان	تعداد ۱۹۲۰		معدل البقاء	تقدیر ۰ ۵ ۹ ۹	
العمرية ١٩٦٠-١٩٥٠	المتوقع في سنة ١٩٦٠	عدد السكان	السن	ال ⁻ سداد القومي	عدد السكان	المسن
(⁷)-(°)=(⁷)	(T)=(Y)×(Y)	(0)	(1)	(٣)	(٢)	(1)
٧٣٤٤ +	15010	71-71	18-1.	1, 4.908	11721	٤٠
+ ۲۶۸۵	٨٥٠٠	12797	19-10	• ,	9451	9-0
£ 749 +	7777	17.00	75-70	.,٧00٧١	9757	18-1.
£ 7·7 +	7519	11.44	19 - 40	•, ٨١٨٨٨	۷۸۳٥	19-10
£ £ 9 · +	VA 74	17414	48-4.	1,1104.	V.17	Y8 _ Y+
**** +	٧٨٣٢	11.94	79 - To	1,10177	7777	79_70
7991 +	7104	9188	£ £ - £ .	۰,-۹۹۸۵۵	7177	48-40
Y1V# +	1101	7770	19-10	٠,٨٠٦٣٢	3700	79-40
+071	٤ ٣٨١	7727	01 0 .	• , ۸ ۲۳۲٤	٥٣٨٧	11-11
1174+	7607	7710	09_00	٠,٧٠٦٣١	4571	29 - 20
1210+	. 4441	۳۸۰٦	78-71	٠,٧١٣٧٥	440.	08_01
۳،۳+	1757	100.	79 - 70	•, ۸٩٧٦•	1779	09_00
۱۸۰ +	7127	74.4	+ ٧٠	٠, ٤٣٨٤٧	£AAY	+ 4 •
£ • ٣ • Y +	V£AV£	110177	-	tons	۸۲۷۰۸	الجملة

المصدر:

فتحي محمد أبو عيانة ، سكان الإسكندرية : دراسة جغرافية وديموغرافية ، رسالة دكتوراه غير منشورة ، ١٩٧٠ ، ص ٣٨٤ .

٥ ـ حساب معدل النمو السكاني وتقدير السكان:

يعد حساب معدل النمو السكاني لمنطقة ما أو حتى لأحياء المدينة الواحدة أمراً ضرورياً للباحث في جغرافية السكان وجغرافية العمران، وترجع هذه الأهمية إلى

أن الدقة في حساب معدل النمو السكاني تسهم مباشرة في دقة التقديرات السكانية سواء في السنوات الفاصلة بين التعدادات أو في السنوات اللاحقة عليها.

وتسهم دراسة النمو السكاني في منطقة ما في تحديد عدد السنوات التي تستغرقها هذه المنطقة ـ أو حتى القطر ـ في الوصول إلى حجم معلوم إذا استمر معدل النمو على ما هو عليه، فإذا كان معدل النمو السكاني في منطقة ما ٢ ٪ سنوياً فإن عدد سكان هذه المنطقة يتضاعف بعد ٣٥ سنة ذلك لأن من الحقائق الثابتة أن السكان يتزايدون وفق مبدأ الفائدة المركبة وليس الفائدة البسيطة، أي أن القاعدة هي أن حجم السكان في سنة الأساس يزيد سنوياً بمقدار الريادة خلال السنة السابقة.

وتبين الأرقام التالية عدد السنوات التقريبي الذي يتطلبه مجتمع سكاني ماكي يتضاعف عدده وفقاً لمعدلات سنوية مختلفة للنمو السكاني وذلك بافتراض ثبات هذا المعدل.

عدد السنوات اللازمة	معدل النمو السنوي	
لتضاعف عدد السكان	7.	
71	٣,٠	
74	۲,٥	
40	۲,۰	
٤٧	١,٥	
٧.	١,٠	
18.	٠,٥	

وتعتمد دراسة النمو السكاني حينئذ على مقياس هام هو معدل النمو السنوي وهو يعد أساساً لدراسة التغير في حجم السكان في إقليم ما في فترة زمنية محددة، ويمكن حساب معدل نمو السكان بثلاث طرق شائعة تعتمد على إجمالي عدد السكان في تعدادين متعاقبين ومعرفة معدل التغير السنوي خلال الفترة الواقعة بين تاريخي التعدادين، وإن كان هناك أسلوب آخر في معرفة معدل التغير السنوي ويعتمد على

معرفة الزيادة الطبيعية سنوياً وهي الفرق بين معدل المواليد والوفيات المستقاة من إحصاءات حيوية دقيقة.

والطرق الثلاث لتقدير معدل النمو السكاني واستخدامه في تقدير السكان سواء في سنوات ما بين التعدادات أو سنوات مستقبلية هي:

- ١ طريقة المتوالية العددية.
- ٢ طريقة المتوالية الهندسية.
 - ٣- الطريقة الأسية.

١ - طريقة المتوالية العددية:

وهذه تعد أبسط الطرق في حساب تغير السكان في تاريخين مختلفين أو بين تعدادين متعاقبين، ويتم ذلك بقياس الزيادة العددية للسكان في التعداد الثاني (ولنرمز إليه بالرمز ك،)، فعلى سبيل المثال لحساب الزيادة في سكان مصر فيا بين تعدادي سنة ١٩٦٠ وسنة ١٩٦٦ وجد أن:

سكان مصر في تعداد مايو سنة ١٩٦٦ (ك) = ٢٩٩٤٣٨١٠ نسمة . سكان مصر في تعداد سبتمبر سنة ١٩٦٠ (ك) = ٢٥٩٨٤٢٠١ نسمة . فتكون الزيادة في الفترة التعدادية = 8.99999 نسمة .

وقياس التغير النسبي للسكان فيا بين التعدادين بمقدار النسبة $\frac{2^{7}-2^{1}}{2^{1}}$ أي أنه التغير في عدد السكان مقسوماً على عددهم في بداية الفترة وتحسب هذه النسبة في الغالب على الصورة $\frac{2^{7}}{1^{1}}-1$ ، وأحياناً تضرب في ماثة وتسمى «التغير المتوي».

وهذه النسبة تعد في الواقع أقل النسب قيمة في حساب معدل النمو السكاني ذلك لأنها تعتبر أن السكان يتزايدون وفق معادلة الخط المستقيم _ أو وفق نسب متساوية كل عام، وهذا أمر مخالف لديناميكية النمو السكاني الذي يأخذ شكل متوالية هندسية _ أي وفق طريقة الربح المركب، ولذلك فإن هذه النسبة المتوية تشير

فقط إلى درجة النمو إلا أنها تعد معدلاً للنمو، إذ أن معدل النمو مثله ذلك مثل باقي المعدلات الحيوية ينبغي أن يعبر عن النمو كتغير نسبي في حجم السكان في السنة الواحدة.

ومع ذلك فإن درجة التغير السكاني هذه لها أهمية في المقارنات الإقليمية في مجتمع ما في فترة زمنية واحدة بحيث تكون هذه النسب محسوبة من نتائج نفس التعدادين وبذلك تصبح قابلة للمقارنة كأن نقارن درجة تغير السكان في محافظات مصر بين هذين التعدادين أو بين تعدادي ١٩٧٦ ـ ١٩٧٦ مثلاً.

ويمكن أن تتحول هذه النسبة إلى معدل تغير سنوي، وفي هذه الحالة نبدأ بحساب النسبة كم التي تقيس حجم السكان في التعداد الثاني بدلالة حجمهم في لنه

التعداد الأول كما ذكرنا، وهذه النسبة في مصر هي:

أجزاء على السنوات الواقعة بين كروك, (وهي هنا ٦٧,٥ سنة بالضبط)، وإعطاء السنوات أنصبة متساوية فتكون نسبة التغير السنوي مضروبة في مائـة هي ٧ر٧٪ سنوياً.

ولقد سبق بأن الزيادات المطلقة المتتالية في عدد السكان نتيجة درجات النمو المتساوية لا تكون متساوية ، ولكنها تتبع قانون الفائدة المركبة ، ومعدل النمو الثابت الذي يتكرر سنة بعد سنة أخرى تنتج عنه زيادة مطلقة أكبر وأكبر لأن الأساس (عدد السكان الكلي في بداية السنة) يتزايد باطراد ، ولذلك يستخرج معدل النمو السكاني الحقيقي باستخراج طريقة المتوالية الهندسية أو بالطريقة الأسية .

٢ - طريقة المتوالية الهندسية:

عندما يتزايد السكان في المجتمع زيادة سنوية منتظمة بمعدل ثابت فإن إجمالي عدد السكان في التعداد الثاني يكون مساوياً لسكان التعداد الأول بالإضافة إلى معدل التزايد السنوي مضروباً في الفترة التعدادية، وذلك حسب الصيغة التالية:

ك، = ك، (١+ر)ن

حيث:

ك = عدد السكان في التعداد الأول.

ك = عدد السكان في التعداد الثاني.

ر = معدل النمو السنوي.

ن = طول الفترة بين تاريخي التعدادين بالسنوات.

وهنا ينبغي استخدام اللوغارية ات في إيجاد معدل النمو السكاني، وتبعاً لقوانينها يتحول لوغاريتم الكمية $(1+ر)^{i}$ إلى i لو (1+(1)), وبذلك يمكن القسمة على i .

ويتم ذلك بأخذ لوغاريتات طرفي العلاقة السابقة هكذا:

leg(1+c) leg(1+c)

:. $le(1+c) = \frac{1}{i} le \frac{2c}{2c}$

وفي حالة بيانات مصر السابق ذكرها يكون حساب معدل النمو كالتالي:

ك = ۱۸۹۹۲۳۸ نسمة

ك = ۱ - ۱ ۱ ۲۵۹۸۶ نسمة

ن = ۲۷ , ه نسمة

 $= \frac{1 \times 73 \times 97}{1 \cdot 13 \times 907} = (1+c)^{17}$

وتبعاً لقوانين اللوغـاريتات يتحـول لوغاريتـم الـكمية (١+ر)^ن إلى ن لو (١+ر).

$$=\frac{\nabla \cdot \xi \cdot \xi \cdot \nabla - \nabla \cdot \xi \cdot \nabla \cdot \nabla}{\nabla \cdot \nabla \cdot \nabla} = U_{\varepsilon}(1+c)$$

$$=\frac{717}{\sqrt{7}} = \frac{1}{\sqrt{7}} = \frac{1}{\sqrt{7}} = \frac{1}{\sqrt{7}}$$

ولما كان الرقم المقابل في اللوغاريةات للمقدار ١٠٨٦ . . • = ١,٠٢٥

وبضرب المقدار الأخير في ١٠٠ للحصول على النسبة المئوية يكون ٢٠٠ × ١٠٠ = ٢٠٥ ٪.

وهذا المقدار الأخير يمثل معدل النمو السنوي في الفترة من ١٩٦٠ ـ ١٩٦٦

استخدام معدل النمو السنوي في تقدير السكان:

بعد الحصول على معدل النمو السنوي (ر) فإنه يمكن بسهولة استخدامه بعد ذلك لتقدير عدد السكان في أية سنة من السنوات الفاصلة بين التعدادين _ وكذلك يمكن استخدامه لتقدير السكان في المستقبل _ إذا افترض الباحث ثبات هذا المعدل في سنوات التقدير المستقبلية .

مثال:

المطلوب تقدير عدد السكان في مصر سنة ١٩٦٥ باستخدام معادلة المتوالية الهندسية واعتماداً على معدل النمو السكاني السابق استخراجه للفترة التعدادية ١٩٦٠ ـ ١٩٦٦.

الحل:

لما كانت الفترة الفاصلة بين تعداد ١٩٦٠ ـ ومنتصف سنة ١٩٦٥ المراد تقدير السكان بها هي ٤,٧٥ سنة بالضبط، (من ٢٠ سبتمبر ١٩٦٠ حتى ١ يوليو سنة ١٩٦٥)، وبلغ عدد السكان في تعداد ١٩٦٠ ـ ٢٥٩٨٤١٠١ نسمة فيتم تقدير سكان سنة ١٩٦٥ على النحو التالي:

عدد السكان سنة ۱۹۶۰ (كَ،) = عدد السكان سنة ۱۹۶۰ (ك،) × معدل النمو السنوى (ر) $^{\circ}$ (ك،) .

$$\cdot, \cdot 1 \cdot \vee \times \frac{19}{2} + \vee, \xi 1 \xi \vee = 1, \cdot \Upsilon \circ + \Upsilon \circ 9 \wedge \xi 1 \cdot 1 = 0$$

 $. \lor, \xi \exists oo = \exists \cdot o \cdot \land \forall o + \lor, \xi \setminus \xi \lor =$

وبالبحث في جداول اللوغاريةات عن مقابل العدد ٧,٤٦٥٥ نجد أنه يساوي ٢٩،٢٠٥,٠٠٠ وهو عدد السكان المقدر في منتصف سنة ١٩٦٥.

وهناك ملاحظتان ينبغي الإشارة إليهما:

الأولى: أن تقدير السكان يشير دائماً إلى عدد السكان في منتصف السنة (أول يوليه) المراد تقدير سكانها.

الثانية: أن الرقم الذي نحصل عليه في التقدير يقرب دائماً إلى أقرب صفرين أو ثلاثة أصفار لأنه في النهاية رقم مقرب لعدد السكان وليس ناتجاً عن عملية عد دقيق لهم.

٣_ حساب معدل النمو باستخدام المعادلة الأسية:

وهي من الطرق الدقيقة المستخدمة في استخراج معدل النمو السكاني وهي تأخذ الصبغة التالية:

ك = ك هدرن

حيث:

ك = عدد السكان في التعداد الثاني.

ك، = عدد السكان في التعداد الأول.

ر = معدل النمو السنوى.

ن = الفترة الزمنية الفاصلة بين التعدادين.

ه = القوى الأسية التي يرفع إليها معدل النمو والزمن ومقدارها ثابت وهو يساوي ٢,٧١٨٢٨.

وباستخدام اللوغاريتمات تكون خطوات الحل للحصول على قيمة ركما يأتى:

لوك، = لوك، + رن لوه.

ولوك، - لوك، = رن لوه.

وبما أن لوهـ أي لو $7, 2727 = 7, 2727, \cdot$ تقريباً ، فإن لوك - لوك - رن $\times 7, 2727, \cdot$

وبالتطبيق ينتج أن:

$$1,1011\xi = \frac{199\xi \text{ MI}}{1998\xi \text{ MI}} = \frac{1}{12}$$

ولو ۱,۱٥٢٢٤ = ۲،۱٥٢٢٤.

وبما أن ن = ٦٧,٥ سنة

$$\frac{\cdot,\cdot 710}{7, \xi 77\xi \Lambda} = \frac{\cdot,\cdot 710}{\cdot, \xi 7\xi 7 \times 0, 7 V} = j :$$

. · , · Y £ 9 =

وبضرب قيمة ر في ١٠٠ نحصل على معدل النمو السنوي في المائمة

= ۲,۰ × ۰ ، ۰ ۲ = ۲ , ۲ ٪ وتقرب إلى ٥ , ٢ ٪.

تقدير السكان باستخدام معدل النمو حسب المعادلة الأسية:

مشال:

المطلوب تقدير عدد سكان مصر سنة ١٩٦٥ باستخدام معدل النمو السنوي وحسب المعادلة الأسية على أساس أن سكان مصر سنة ١٩٦٠هو ٢٥٩٧٤١٠١ نسمة.

الحل : لما كانت صيغة المعادلة كما سبق القول هو $\frac{1}{2}$ = ك، هـ $\frac{1}{2}$

إذن سكان ١٩٦٠ = سكان ١٩٦٠ × هـ ٢٪ × ٥٧, ٤

على اعتبار أن ر = ٥ ,٢٪.

و ن = ۲۰,۷ سنة أي فيما بين تاريخ تعداد ١٩٦٠حتى منتصف سنة ١٩٦٥

وتكون بقية الخطوات كما يلي:

لو ١٩٦٥ (ك) = لو ١٩٦٠ (ك) + (ر ن لوه)

= Le (• 13 A POY + (07 • , • × 07, 3) (2723, •)

 $(\cdot, \xi \Upsilon \xi \Upsilon \times , 11 \wedge V \circ) + V, \xi 1 \xi V =$

. · V , £7774 =

وباستخدام جدول الأعداد المقابلة للوغاريتمات نحصل على الرقم المقابل للأعداد ٧,٤٦٦٢٩ وهو ٢٩٠,٠٠٠.

. . تقدير سكان مصرفي منتصف سنة ١٩٦٥ = ٢٩, ٢٦٧, ٠٠٠ نسمة .

٦ - التركيب العمري النوعي للسكان:

تعد بيانات السن والنوع كما أوردتها التعدادات السكانية ـ المصدر الرئيسي لدراسة التركيب العمري النوعي ، غير أن هذه البيانات قد لا تمثل الحقيقة كاملة وذلك راجع إلى الخطأ في ذكر الأعمار بدقة عند إجراء التعداد. ولا شك أن لذلك أثره في بعض المقاييس الديموغرافية النوعية مثل معدلات المواليد أو الوفيات أو الهجرة حيث تتخذ من أعداد أفراد كل فئة مقاماً تنسب إليه وكثيراً ما ينتج

عن ذلك ارتفاع أو انخفاض غير حقيقيين في هذه المعدلات(١).

وإزاء ذلك فإن بيانات السن في التعدادات المختلفة يجب أن تعامل بشيء من الحذر وإن كان ذلك لا يحول دون تحليل تلك البيانات حيث تحتوي على حقائق هامة، ويمكن أن يتم تجنب أخطاء التبليغ عن العمر إذا ما قسمت فئات السن إلى فئات عريضة تختفي في ثناياها أخطاء التبليغ عن العمر الحقيقي، وقد تكون هذه الفئات خمسية أو عشرية أو أكثر حسب طبيعة العنصر الديموغرافي المراد دراسته.

وينقسم السكان إلى ثلاث فئات عمرية عريضة سواء كانت أرقاماً مطلقة أو نسباً مئوية من جملة السكان، وهذه الفئات هي:

أ ... صغار السن (صفر - ١٤ سنة):

وهذه الفئة تمثل قاعدة الهرم السكاني الذي سنشير إليه فيما بعد، وتتصف بأنها غير منتجة ، كما أنها أكثر الفئات تأثراً بعاملي المواليد والوفيات. وذلك لأن الوفيات ترتفع نسبتها بين صغار السن وخاصة في الأعمار المبكرة كما سبق القول، وتميل نسبة صغار السن إلى التناقص في المجتمعات المتقدمة بينما تتزايد بصورة واضحة في الدول النامية.

ب .. متوسطو السن (١٥ - ٦٤):

وهي الفئة المنتجة في المجتمع - كما أنها الفئة التي تسهم في نمو السكان وتعتمد عليها الفئتان الأخريان - هذه الفئة هي الأكثر قدرة على الحركة والهجرة، وفي المدول المتقدمة حيث تنخفض معدلات المواليد والوفيات، فإن نسبة متوسطي السن تتزايد ببطه وذلك لاستمرار تزايد نسبة المسنين من ناحية وتناقص نسبة الصغار من ناحية أخرى، وعموماً فإن نسبة متوسطي السن أكبر بكثير من الفئتين الأخريين، وتزداد النسبة بصورة أكبر في المجتمعات التي تستقبل المهاجرين ذوي الأعمار المتوسطة، ويمكن أن تنقسم هذه الفئة في بعض الدراسات إلى فئتين ثانويتين هما: البالغون الصغار Young Adults (من ١٥ -

⁽١) راجع: فتحي أبو عيانة، جغرافية السكان، المرجع السابق، ص ص ٣٩٩ ـ ٣٩٠.

23) والبالغون الكبار Old Adults (من سن 20 - 75). كذلك فإن بعض الدراسات تحدد المجال العمري لمتوسطي السن أحياناً فيما بين سن 10 - 00 فقط.

ج _ كبار السن (المستون) (٦٥+):

وهي لا تعد فئة منتجة ، وتشمل أعداداً كبيرة من الإناث والأرامل ، وهي الأخرى تعد انعكاسا لظروف الخصوبة والوفيات في المجتمع ذلك لأن نسبتها تقل بتزايد نسبة صغار السن وبالتالي ارتفاع معدل النمو الطبيعي للسكان والعكس ، ويبدو ذلك برضوح في مقارنة المجتمعات النامية بمثيلتها المتقدمة .

وإذا كان الاختلاف النسبي لمجموعات أعمار الكبار والصغار بالنسبة لجملة السكان هو الذي يحدد ملامح المجتمع، فإن دراسة النسبة المئوية لكبار السن (٦٥ +) ذات أهمية خاصة لأنها تعد نتاجاً للعوامل الديموغرافية في المجتمع، ويمكن في ضوء نسبة هذه الفئة أن نذكر بأن السكان صغار السن إذا كان بينهم أقل من ٤٪ فوق سن الرابعة والستين وبأنهم ناضجون إذا تراوحت النسبة المشار إليها بين ٤ - ٧٪، وبأنهم مسنون إذا تجاوزت هذه النسبة ٧٪(١٠)، ويرتبط ذلك بالقاعدة المعروفة من أن التجديد المستمر لقاعدة الهرم السكاني ويرتبط ذلك بالقاعدة المعروفة من أن التجديد المستمر لقاعدة الهرم السكاني إلى فئة الصغار سنوياً من أطفال يزيد من نسبتهم في المجتمع ويقلل بالتالي من نسبة الكبار ومتوسطي السن (انظر شكل رقم ٤٣).

العمر الوسيط للسكان: Median Age

يمكن الحكم إحصائياً على توزيع السكان حسب فئات السن باستخدام ما يعرف بالسن الوسيط أي السن التي تقسم السكان إلى جزئين متساويين أحدهما فوقه والآخر دونه، ويمكن معرفة اتجاه تقدم سكان بلد ما في العمر بمقارنة السن

 ⁽١) هيئة الأمم المتحدة، تعمر السكان ونتائجه الاقتصادية والاجتاعية، ترجمة المركز الديموغرافي بالقاهرة،
 القاهرة، ١٩٦٧، ص ١٦ ـ ١٦

الوسيط في تعدادات متعاقبة ، وقد سبق الحديث عن طريقة حساب العمر الوسيط للسكان من قبل .

ويعزى التزايد في العمر الوسيط لعدة أسباب ديموغرافية واقتصادية واجتماعية ولكن يمكن القول بصفة عامة أنه ينتج بالدرجة الأولى عن تناقص معدل الوفيات ومعدل المواليد الخام، وعلى العكس من ذلك فقد يؤدي إرتفاع معدل الوفيات ومعدل المواليد إلى هبوط في هذه السن الوسيطة، أما تأثير الهجرة على هذه السن فيتوقف على ما إذا كان البلد أصلاً يرسل المهاجرين أو يستقبلهم وعلى حجم الهجرة بنوعيها وعلى أعمار المهاجرين بطبيعة الحال.

ئسبة الإعالة: Dependency Ratio

ترتبطنسبة الإعالة بالتركيب العمري للسكان، وتقوم على أساس أن كل فرد في المجتمع مستهلك، أما المنتجون فهم بعض أفراده فقط، فالقطر الذي تزيد فيه نسبة السكان المنتجين للسلع والخدمات أفضل حالاً من الناحية الاقتصادية من قطر تقل فيه هذه النسبة وذلك بافتراض تساوي الظروف الاجتماعية والديموغرافية الأخرى في القطرين.

وتتفق معظم الدراسات السكانية على اعتبار من تقل سنهم عن الخامسة عشر «معولين صغار» ومن تزيد أعمارهم على الستين «بالمعولين الكبار أو المسنين»، أما قطاع السكان الباقي الذي يتراوح عمر أفراده بين ١٥ - ٥٩ فيمثلون القطاع النشيط اقتصادياً من السكان والذي يقع عليه عبء إعالة المجتمع.

وتحسب نسبة إعالة الصغار بالصيغة التالية:

عدد السكان أقل من ١٥ سنة عدد السكان في المدى العمري (١٥٠ - ٥٩)

فالقطر الذي تصل نسبة الإعالة به إلى ٤٥ مثلاً، فإن به ٤٥ نسمة دون س ١٥ سنة بالنسبة لكل ١٠٠ نسمة في سن الإنتاج ١٥ ـ ٥٩، وبنفس الطريقة تحسب سبة إعالة الكبار على النحو التالي. عدد السكان سن ٦٠ سنة فأكثر عدد السكان في المدى العمري (١٥ - ٥٩)

فإذا كانت نسبة المعولين للكبار في مجتمع ما هي ١٠ مثلاً فمعنى ذلك أن هناك ١٠ أفراد في سن ٦٠ فأكثر لكل مائة فرد في سن الإنتاج (١٥ _ ٥٩).

وبديهي أن نسبة الإعالة الكلية Total Dependency Ratio هي مجموع نسبة إعالة الصغار ونسبة إعالة الكبار. فالقطر الذي يضم كلتا النسبتين السابقتين تكون نسبة الإعالة الكلية به ٥٥ أي أن هناك ٥٥ نسمة دون سن ١٥ وأكثر من ٦٠ لكل ١٠٠ نسمة في سن الإنتاج (١٥ ـ ٥٩).

ولكن ينبغي القول بأن نسب الإعالة السابقة والتي تتحدد فقطبحدود الفئات العمرية هي في الواقع نسب خام Crude لأنها تعتبر كل السكان (١٥ - ٥٩) منتجين ومن عداهم مستهلكين، ولكن ذلك يتنافى مع التركيب الاقتصادي الفعلي للسكان ذلك لأن قوة العمل تشمل الأفراد الذين يسهمون مباشرة في إنتاج السلع والخدمات في الفئات العمرية المختلفة من الذكور والإناث، أما السكان الخارجون على قوة العمل فهم الذين لا يسهمون في هذا الإنتاج وبالتالي فإنهم معولون بواسطة الأفراد الداخلين في هذه القوة ولذلك فإن نسبة الإعالة الحقيقية يقصد بها نسبة عدد الأشخاص الذين لا تضمهم القوة العاملة لكل مائة من أفراد هذه القوة، ويتم حسابها بالصيغة التالية:

نسبة الإعالة الحقيقية = عدد السكان المعولين لكل السكان غير العاملين × ١٠٠٠ جملة عدد السكان العاملين

نسبة النوع: Sex Ratio

يمكن حساب نسبة النوع _ أو ما تسمى أحياناً بنسبة الذكورة _ على أساس قسمة عدد الذكور على عدد الإناث وضرب الناتج في مائة . وبمعنى آخر فهي عدد الذكور لكل مائة من الإناث أو قد تحسب على أساس النسبة المئوية لجملة عدد الذكور (أو الإناث) من إجمالي عدد السكان .

وتتراوح نسبة النوع عند المولد بين ١٠٤ و ١٠٦، أي أن عدد المواليد من الذكور يزيد على مثلهم من الإناث، إلا أن هذه النسبة تبدأ في التناقص بعد ذلك بسبب ارتفاع معدلات وفيات الذكور عن الإناث.

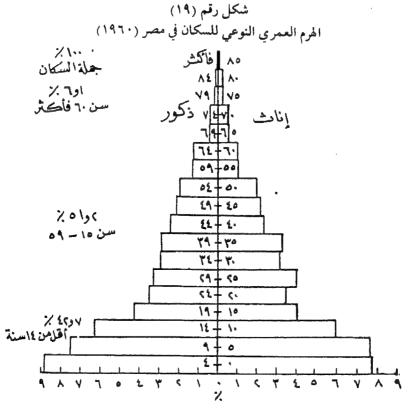
الهرم العمري النوعي للسكان Age-Sex Population Pyramid الهرم

يعد الهرم العمري النوعي للسكان أسهل أنواع التمثيل البياني فهما لاختلافات التركيب العمري النوعي بين المجموعات السكانية في الدولة الواحدة أو بين الدول بعضها وبعض، فعندما ترسم الفئات العمرية النوعية رسماً بيانياً تكون النتيجة هرماً قاعدته العريضة تمثل أصغر الأعمار وتميل الجوانب بالتدريج صوب نقطة البداية الرأسية ممثلة النقص الناتج عن الوفيات في كل مجموعة عمرية الواحدة تلوالأخرى، وقد يرسم الهرم السكاني على أساس توضيح الأعداد المطلقة أو على أساس النسب المشوية معتمداً في ذلك على الهدف من الدراسة، ولكن ينبغي ملاحظة أن الأهرام المبنية على الأعداد تكون مفيدة بدرجة أكبر عند إجراء المقارنة بين سكان مجتمعين من نفس الحجم حيث تبين بشكل واضح مدى التغير المطلق وتوزيعه بين مختلف المجموعات العمرية والنوعية خلال سنوات محددة.

إلا أن استخدام النسب في رسم الأهرام السكانية يكون ذا فائدة أكبر، ذلك لأنه باستخدامها تتساوى مساحة جميع الأهرام حتى لو اختلف حجم السكان بين الدول أو الجماعات المراد مقارنتها، وتبين هذه الأهرام مدى الاختلاف العمري والنوعي النسبي دون النظر إلى الحجم الكلي للسكان وذلك لأن الأهرام ستكون مختلفة من حيث الشكل ولكنها متماثلة في المساحات، ورغم أنها توضع جنبا إلى جنب لتوضيح الفوارق العمرية النوعية، فإنها تكون أكثر جذباً للانتباه عندما يوضع كل منهما فوق الآخر، كذلك فإنه رغم استخدام السنوات الفردية أحياناً فإن الشائع هو استخدام فئات العمر الخمسية.

وقد جرى العرف في رسم الأهرام السكانية أن يمثل المحور الرأسي فئات السن ، بينما توضح الأعداد المطلقة أو النسب المثوية لكل فئة إلى جملة السكان

على المحور الأفقي كما يوضع الذكور إلى يسار الخطالرأسي والإناث إلى يمينه، ومعنى ذلك أن الهرم ليس إلا رسمين بيانيين موضوعين على جوانبهما وظهر كل منهما للآخر وخطالمركز الرأسي يمثل الصفر، وعند رسم الهرم باستخدام النسب المئوية فإن مجموع طول جميع الأعمدة (بما في ذلك جانبا الذكور والإناث) يكون دائماً ١٠٠٪، ففي الشكل رقم (١٩) نستنج من العمود الأسفل على اليسار أن الذكور في مصرحتى سن الرابعة يصلون إلى حوالي ٩ ٪ من مجموع السكان وهكذا.



٧ - التركيب حسب الحالة الزواجية:

يقصد بالحالة الزواجية تركيب السكان من حيث نسبة الذين لم يسبق لهم الزواج أو المتزوجين أو الأرامل أو المطلقين منهم سواء بالنسبة للإناث أو الذكور، وأبسط أنواع المعدلات الزواجية هو ما يعرف باسم (معدل الزواج الخام)

وهو يعبر عن معدل تكوين الأسر في أبسط صورة ويحسب بالصيغة التالية:

أما المعدلات النوعية للزواج Specific Marriage Rate لإبراز مدى اختلافات المعدلات طبقاً للنوع أو الحالة الزواجية السابقة أو العمر وغير ذلك، وتتيح نشرات إحصاءات الزواج والطلاق وتعدادات السكان المادة الخام التي يمكن استخدامها في إعداد هذه المعدلات ودراستها. ويمكن حساب معدل زواج السكان حسب الحالة الزواجية السابقة، كما يمكن حساب معدل زواج الإناث أو الذكور في فئات العمر المختلفة وهكذا، وذلك كله بقسمة عدد المتزوجين في فئة عمرية معينة على جملة السكان في نفس الفئة سواء للذكور أو الإناث لنحصل بذلك على منحنى التوزيع العمري النوعي للسكان حسب الحالة الزواجية لهم.

كذلك يمكن حساب معدلات نوعية للزواج حُسب الحالة الزواجية السابقة سواء للذكور أو الإناث، فعلى سبيل المثال يمكن حساب المعدل للإناث على النحو التالى في سنة معينة:

أ معدل زواج الإناث لأول مرة = عدد عقود الزواج لإناث حالتهن السابقة لم تتزوج أبداً × ١٠٠٠ حملة عدد الإناث للذين لم يسبق لهم الزواج

ب - معدل زواج المطلقات =

جـ _ معدل زواج الأرامل = عدد عقود الزواج لإناث حالتهن السابقة (أرامل) × ١٠٠٠ × جملة عدد الإناث الأرامل

٨ - التركيب الإقتصادى للسكان.

بالرغم من أن المفهوم الأساسي الذي يحدد النشاط الإقتصادي لا يختلف كثيراً من تعداد لآخر ـ فإن السكان ذوي النشاط الاقتصادي Economically كثيراً من تعداد لآخر ـ فإن السكان ذوي النشاط الاقتصادي محزن يشتركون في محزن محرن تعريفهم بوجه عام بأنهم «الأفراد الذين يشتركون في تقديم العمل لإنتاج السلع الاقتصادية والخدمات ويتضمن ذلك ليس فقط العاملين وقت إجراء التعداد ـ بل كذلك المتعطلين أي القادرين على العمل والباحثين عنه ـ وإذا وجد فرد يسهم بطريقة أو بأخرى بمجهود إنتاجي للمجتمع فإنه يمكن تصنيفه ضمن الأشخاص ذوي النشاط الاقتصادي وإلا اعتبر ضمن الأفراد المعولين»(۱).

وعلى ذلك فإن القوة البشرية في المجتمع يمكن أن تنقسم إلى قسمين: أ ـ أفراد داخلون في القوة العاملة:

وهم جميع الأفراد الذين يسهمون فعلاً بمجهودهم الجسماني أو العقلي في أي عمل يتصل بإنتاج السلع أو الخدمات سواء كانوا يعملون بأجر أو بدون أجر أو لحسابهم الخاص أو أصحاب أعمال، كما تشمل المتعطلين وهم القادرين على دخول سوق العمل ولكنهم لا يجدون العمل رغم رغبتهم فيه وبحثهم عنه.

الأفراد الخارجون عن القوة العاملة:

وهم الأفراد الذين يقومون بأعمال لا تسهم مباشرة في إنتاج السلع والخدمات. وتشمل هذه الفئة ربات البيوت والطلبة، كما يدخل في عدادها غير القادرين على العمل مثل العجزة الذين لا يمكنهم أداء عمل مثمر بسبب عاهة مقعدة أو مرض مزمن أو غير ذلك، كما يدخل في عدادها الأطفال دون سن السادسة، والمحالين إلى المعاش وكبار السن الذين تزيد أعمارهم على الخامسة

⁽١) الأمم المتحدة، العوامل الديمغرافية والقوة البشرية، التقرير الأول:

الأنماط العمرية والنوعية للمساهمة في النشاط الاقتصادي (ترجمة المركز الديموغرافي بالقاهرة ، القاهرة ، ١٩٦٧) ، ص ٦ .

والستين ما داموا لا يمارسون عملاً مثمراً ١٠٠٠.

ويعد معدل النشاط الاقتصادي الخام Crude Activity أسهل المقاييس لمقارنة مدى إسهام السكان في النشاط الاقتصادي في المجتمع، ويقصد بهذا المعدل النسبة المئوية للسكان ذوي النشاط الاقتصادي من جملة السكان في جميع الأعمار، ولما كان لهذا المعدل عبارة عن نسبة بسطها العاملون من السكان ومقامها جملتهم فإنه لا يعبر بدقة عن الإسهام الاقتصادي النوعي لهم حيث يتأثر ناثراً كبيراً _ مثل سائر المعدلات الخام الأخرى _ بارتفاع معدلات الخصوبة وانخفاضها وما تحدثه من اتساع أو ضيق في قاعدة الهرم السكاني.

ومحاولة للوصول إلى معدلات أكثر دقة من المعدل الخام فإن الأمر يتطلب معرفة نسبة العاملين إلى جملة السكان حسب كل فئة عمرية نوعية، وهذا ما يعرف بمعدل النشاط الإقتصادي العمري النوعي، وهو عبارة عن النسبة المشوية للأشخاص ذوي النشاط الإقتصادي إلى جملة السكان في فئة عمرية معينة، ومن الطبيعي أن التركيب العمري يعد أهم عامل في تحديد هذه المعدلات حيث يختلف الإسهام في النشاط الإقتصادي من فئة عمرية إلى أخرى، ويقل جداً عدد الذين يدخلون ضمن ذوي النشاط الإقتصادي من بين السكان تحت سن عشر سنوات ولكن يرتفع معدل الإسهام في هذا النشاط للبالغين وعلى وجه الخصوص في أوائل سن العشرين أو الخامسة والعشرين، عندما يفرغ الشباب من التعليم ويصبح مؤهلاً للدخول في قوة العمل في هذه السن، ثم ما يلبث أن يهبط معدل النشاط الإقتصادي عند بلوغ سن التقاعد ومعنى ذلك أن منحنى المعدل ينخفض بحدة على طرفيه بينما يصل إلى أقصاه في فئات العمر الوسطي.

U.N., Methods of Analysing Census Data on Economic Activities of the Population, (1) New York, 1968, pp. 2-5.



ملحـــق

١ ـ استخدام جداول اللوغاريتات.

٢ _ جداول أعداد عشوائية.

٣ ـ جداول كاي تربيع (كا)



الخواص الأساسية للوغاريتمات:

١ ــ لوغاريتم أي عدد لأساس معلوم هو الأس الذي يرفع إليه هذا الأساس
 لينتج العدد المفروض.

وكذلك لو ٦٤ = ٣، لو ٦٢٥ = ٤، لو ٤٩ = ٢ وهكذا.

، الوغاريتم حاصل ضرب عددين أو جملة أعداد يساوي مجموع لوغاريتمي هذين العددين أو مجموع لوغاريتمات هذه الأعداد.

٣ _ لوغاريتم خارج قسمة عددين يساوي لوغاريتم المقسوم مطروحاً منه لوغاريتم المقسوم عليه .

٤ ـ لوغاريتم قوة أي عدد يساوي حاصل ضرب درجة القوة في لوغاريتم
 العدد.

لوغاريتم جذر أي عدد يساوي خارج قسمة لوغاريتم العدد على دليل الجذر.

أي أن لو
$$\sqrt{7}$$
 = $\frac{1}{c}$ لوم

العلاقة بين لوغارتيمي عدديقن بأساسين مختلفين هي:

$$\frac{1}{\log n} = \frac{\log n}{\log n} \quad , \quad \log n = \frac{1}{\log n}$$

بند ۱ ـ أول من حسب اللوغاريتمات للأساس ١٠ هو: Henry Briggs (١٩٥٦ = ١٩٥٠) بتوجيه من Napier .

وتسمى هذه باللوغاريتمات المعتادة.

ومن تعريف اللوغاريتم نجد أن لوغاريتمات الأعداد (قبوي العدد ١٠) تكون دائماً أعداد صحيحة . . فمثلاً:

$$(\cdot, \cdot) = \frac{1}{1 \cdot \cdot} = \frac{1}{1 \cdot \cdot} = \frac{1}{1 \cdot \cdot} = \frac{1}{1 \cdot} = \frac$$

$$(\cdot, \cdot \cdot) = \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} = ^{r-1} (لأن \cdot)^{-r} = \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot}$$

$$(\cdot, \cdot, \cdot) = \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot}$$

ويتضح من هذا أن لوغاريتمات الأعداد بين ١٠٠٠، ١٠٠٠ تنحصر بين ٢، ٣ ولوغاريتمات الأعداد ولوغاريتمات الأعداد بين ١، ٢ ولوغاريتمات الأعداد بين ١، ١٠ تنحصر بين ١، ١٠ وهكذا.

ويعبر عن هذا بأن لوغاريتمات الأعداد التي ليست قوى العدد ١٠ لا تكون أعداد صحيح وكسر عشري، ويطلق أعداد صحيح وكسر عشري، ويطلق على العدد الصحيح اسم العدد البياني.

العدد البياني:

١ ـ العدد البياني في لوغاريتم أي عدد أكبر من الواحد الصحيح يكون
 موجباً ويساوي عدد الأرقام الصحيحة في العدد الأصلي ناقصاً واحداً.

فالعدد البياني في لو ۲ ۷۳۱ = ۳. والعدد البياني «لو ۱۹ ، ۸۳ = ۱ والعدد البياني «لو ۱۱ ، ۷ = ۷ والعدد البياني «لو ۱۱ ، ۷ = ۷

العدد البياني في لوغاريتم أي عدد أصغر من الواحد الصحيح يكون سالباً ويساوي عدد الأصفار التي تلي الشرطة العشرية مباشرة مضافاً إليها واحداً.

فالعدد البياني في لو ۲۹، ، ۰ = \overline{Y} والعدد البياني «لو ۲۹، ، ۰ = \overline{Y} والعدد البياني «لو ۲۹، ، ۰ - \overline{Y}

ويلاحظ أن الأعداد التي تتحد في أرقامها وترتيبها ولا تختلف إلا في وضع العلامة العشرية فقط تكون دائماً متحدة في الجزء العشري من لوغاريتماتها ومختلفة في العدد البياني.

بند ٢ ـ لإيجاد الجزء العشري في لوغاريتم أي عدد ١ يستخدم (الجدول رقم ١)

(مثال): أوجد لو ۲۲, ۷۰.

(الحل):

العدد البياني = 1.

يكشف في صف ٧٠ الأفقي حتى يقابل عمود ٢ الرأسي ونجد في متقاطعهما العدد ٨٤٦٣ ثم يضاف الفرق الناتج عن الرقم الرابع ٢ وهو ١ (من جدول الفروق).

بند ٣ _ إيجاد العدد المقابل للوغاريتم معلوم: جدول رقم (٢)

يبحث في جدول «الأعداد المقابلة» لإيجاد العدد المقابل للوغاريتم معلوم بطريقة مماثلة للطريقة المبينة في بند ٢ ـ ونعدل بعد ذلك العدد الناتج بما يقتضيه العدد البياني للوغاريتم .

(مثال):

ما العدد الذي لوغاريتمه هو ١٠٨٤٣ ما

الحل:

نبحث في جدول الأعداد المقابلة في صف ٠,٠٨ الأفقي عندما يقابل عمود ٤ الرأسي فنجد في مقاطعهما العدد ١٢١٣ والرقم الرابع ٣ يؤدي إلى فروق قدرها ١.

onverted by Liff Combine - (no stamps are applied by registered version)

فيكون العدد المطلوب هو ١٢,١٤.

وقد وضعت العلامة العشرية في مكانها هذا لأن العدد البياني في اللوغاريام وهو ١ يدل على وجود رقمين صحيحين في العدد الأصلي.

جدول لوغاريهات الأعداد

													_	. 1		-4			i
ry 1		Y	`	0	٤	٣	۲	١	`	^	Y	`	•	£	٣	4	V	•	
	77	49	7.	٧١	14	18	A	ı	۱۷۶۰	.771	.441	707	717	.14.	-178	٠٨٠,	14	• •	١.
rį 1	r,	44	44	۱٩	10	"	A	1	.400						. 474			111	11
71 1	-						Y										AYA	1446	17
ייי	* 7	15	11	17	11	1		۴	Į.		i	1240			1			1160	14
YY 1			\A			ŧ	7		1.11		11/1	-			1005			1171	18
Y# 1			1			Â	7	÷			7446				4744		174.	444	11
					•				ł		i	ŀ					444.		
17 1 11 1	•	1	• '		3			Ÿ									TOYY	7007	14
			15	W	٩	٧	1	*				1917						AVVA	11
19 1	٧٧	۱.	10	11	A	٦,	Ł	٧	44.1	*141	117-	614.4	711A	4.41	4.10	7:01	77.7	4.1.	٧.
1A 1	**	11	14	١	A	٦	ι	۲	41.1	4877	7770	7720	7771	17.1	4474	***	4414	4444	79
۱ ۱۷			14	١.	A		ŧ	٦	APOT.	444A	. 107	401/	TOTE	70.7	4114	*171	THE	8737	, 27
14 1	•	14	"	٩	٧	٦	t	Y	444	***	LATA	7777	4411	4.344	4,774	4700	£.J£.J	4214	17
17.1			11	1	٧	•	-	*				24.4						44.4	7.8
NP 1			1	1	V	:		4			1174						7997		7.0
10 1			١.	A		•	'	İ				1			ì		1117	3/4-	4.4
12 1 14 1			1		,		4				1044						LIAY		44
T			3	A Y	7		+					1715	1734	1717	1775	1701	1754	1771	AY #7
) P 1			1	٧	7	1	۲	١	•			ŧ .			ŀ		EVAN)	٣-
17 1		١.		Y	٦	١.	۴					1997	24.61	1503		1317	1444	1551	44 :
14		4	A	Y	·	i											0.70		77
17 7	١.	•	٨	1	•	1	٣	١	4.70	PATE	0177	94.24.	eye.	•444	+171	***	011A	*1/4	77
13 1	١.	٦	٨	٦	•	ı	۲	Y	01YA	***	7.10	1870	2474	7770	-707	071-	A77#	0770	71
11		٩	Y	1	٥	1			ł								0107		70
"	١.	٨	٧	٦	•		۲	١	۰٦٧٠	Vet.	• \ £ Y	074.	4777	. 6711	0093	PAN	•0Y•	••75	127
•	٩	A	٧	٦	•	7	۲	1	ľ								87/10		77
۱·	٩	A	Y	٦	ı	•	T T	1									P · A# 77Po '		7.7
	•		ĺ		·			•	1			i			1			1	
١	٦	٨	`	٠	1	٦	۲	1	****	71.18	1.11	7.Vs	1.40	1.11	1.05	7-17	4.44	7.41	1.
1	٨	٧	`	•	1	1	*										11th		11
9	Y	٧	3	0	1	1	۲	1		7110	74.8		74.40				7716 7710		73
						•			ı						[
4	A	Y	- 7	0	4 7	7	۲	1	•			7198					1517 7417	7170	11
Á	Y	٧	٩		1	1	Ÿ										7777	AYA	in
٨	Ÿ	4	٥		Ł	*	۲	· ·	74.5	2747	7710	רטער	7777	TVoA	7774	7764	Wr.	7741	14
Ä	Ÿ	1	٠	1	1		۲								•		741	7414	RA.
٨	٧	٦	•	1	4	۲	*	٨	7441	7444	22.71	1400	7417	1947	7444	798.	7111	79.4	17
A	٧	٦		£	۲	٣	٧	١	v · 70	4.04	Y	4.14	V - TT	¥ • 1 z	11.17	٧٠٠٧	7554	799-	
A	Y	٦		ŧ	۳	*	٧	١	VIOY	7114	4140	7177	VIIA	٧١١٠	V1.1	Y-4	. V-A1	Y-V7	105
٧	٧	٦	•	Ł	۲				4770	***	4114	441.	VT.T	V\40	7140	V\V	* Y\1A	117.	70
A	٦	1	•	ŧ	٢	۲	٣	١	1411	VT-4	٧٣٠٠	7777	AAYF	YYY0	7577	VT 09	. YTO1	4414	79
Y	٦	٦	4	ŧ	۴	۲	٣	١	٧٢٩٦	۸۸۳۷	٧٣٨٠	7774	4471	7401	WIN	774.	N44.	ALLE	1.3

(تابع) جلىول لوغاريهات الأعداد

						الذ		***						0	į	~	٧	\	•	
•	,	`	٧	1	0	٤	۲	۲	1	^	۸	Υ	,			<u> </u>	`			
٧.	-	١	•	٥	ι	•	7	۲	١	AIAT	Y177	V1 05	Y141	Affe	V 1 F 0	VITV	****	7117	Af÷f	
V	~	١	• [٠	ŧ	•	۲	۲	١									¥14.		67
1	•					7	1	٣	١									V+17	V044	•٧
٧	-	1	٠	ŧ	4	4.	1	١	١	44.1	AJJE	YSAS	1444	V 7V 4	VITE	4204	4.114	A384	₹ /₹1	•٨
٧	-	١	.	ŧ	ı	۲	۲	١	١	777 (4474	447.	7077	VV14	۸۸4۷	1777	***	7717	VV-4	• 1
	-			1	1	٣	1	4	١				•			ı		4444	4474	3.
3	•	1	٠		Ł	4	۲	٦	١	V11V	V11 +	41.4	7437	PANÝ	AYYA	444.0	4474	YAN	YAOP	31
٦	-	١.		ı	۳	۴	1	١	١	7117	V44-	4444	ררוצ	V404	-	V41+	VAPA	1754	7441	25
٦	•	•	•	1	۳	٣	٧	1	١	A+##	A+LA	A-11	4.50	A.YA	A-TV	4-74	A V	A	4444	75
٦			•	ŧ	۴	٢	1	١	١.	ALTT	AVIT	A1 -4	41.4	A-41	A+45	A-AY	A • Y •	A-74	A-%C	7: 1
7		•	٠	ŧ	٣	٣	۲	١	١	۸۱۸۹	AVAY	·A175	4179	A\%	V# - J	4129	AVEY	Alri	A174	70
1	. (•	•	t	4.	٣	۲	١	1	ATPL	ATTA	4117	ATTO	ATTA	ATTX	ATA	ATIS	7 • 7A	A150	22
7	. 1		•	ŧ	₹	~	۲	٦	1	•								ATTY	ł	77
٦		•	1	1	Ŧ	٣	1	١	١	YATA	ለሞሃን	YAA	AFIF	APAV	4401	Y. II	ATTA	AFFI	Y644	74
١,		•		ı	۳	۲		١	١	ALLO	ALTS	ALTT	ALTS	ALT.	AL\E	lat v	41.1	ATSO	APAA	79
!!						₹		i										ALBY	1	٧٠
		•	1	ı	۴	4	١	٦	١	4474	April	Adae	A+ 69	APET	ACTY	1704	Acto	A+11	V0/4	41
١.			ı		*	۲	١,	١	١.	LATEV	4751	a 2 f a	44.4	47 8	ANAV		Aasa	A0V4	X*YF	44
			ì		+	Ÿ	1		÷									ATES		40
	,		ı		Ť	Ÿ	1	ń	i									ANNA		YL.
	,	٠	Ł	۲	٣	r	۲,	١	1	1			ŀ			i		AY+1	ł	٧٠
۱.	, ,	•		-	Ť	۲	١,	١	1	1444	Aves	AALA	MALE	AAPV	AA+1	AATA	. 788	AAVE	AAAA	1 42
	,	t		۳	•	T	٧	1	Ň									AAVI		77
	,	ŧ	t	٣	۴	٣	₹	1	1	۸۹۷۱	ANTE	4431	4501	ለጎርጓ	Afte	4444	****	ANTY	ATT	VA
۱.		ŧ			۳	۲		١	v	1	4.4.	5-10	44	4	ARRA	4335	ASAV	ASAY	AAVA	1 49
		i			÷	4	1	-	i									9.57		A.
	1	1	ŧ	۳	۴		۲	٦	1	1126	4114	9177	4114	4//4	11.7	41.1	4.47	4.4	4.40	A
١.	,			٠,	۳	٧	1	١	`	33.43	51A+	ALVe	1410.	3134	4104	4101	4113	.4117	1154	AT
١.		ì			÷	4	1	_	i									3111		4
		i		7"	۳	τ	1	١	1									ATTA		AL
)	ŧ	t	۴	۴	Y	1	1	١	978.	5000	414.	424	444.	15/10	94.9	48-1	1711	1711	٨.
۱.	ì	1			•	*	1	•	١	949.	3740	APA-	9740	٩٣γ.	1570	444.	4500	400.	1-10	l A
			-			Ŧ	1 .											4100	4540	AV
1		ŧ	٣	۳	٧	*	1	1	•	[3,143	3141	4144	1171	101	1170	117	4100	1100	3110	AA
۱.	l	1		۲	۳	۳	١,	١		SOTA	9077	SOYA	4014	4014	3014	90.9	50-1	1111	1111	144
11				I		T	ι.	i	•									AetV		300
		ŧ		۳	4	۲	1.	1	•	1			1			t .		1414	1	1
H .	ı				¥	Y	1.			444.	11V=	9101	4333	4771	4300	43.0	4710	4715	1774	97
31	ì					Ť	1 .	i		1			•			1		27.49		90
8 1				i	4	Ť	1	١	•									1777	L ·	1 4
١.	ı	1	٣	۴	¥	۲	١,	١		2414	5411	44.4	14.0	14	1710	7741	4443	AVAT	9777	44
1	ı	1	۳ ٔ	•	٧	¥	1	١		2475	4404	1401	940.	1A10	1411	9000	4444	4444	444	97
{ ``		-		•	۲	•	1	i										444		47
li .					*			+	•									1117		94
	. 1	٢	7	۴	¥	4	,	١	•	2227	1111	11 AY	79.45	1174	11/1	1173	1170	1111	i	99
_	_		_		_	-7-5	_												<u> </u>	

	نسروق	J)		10.T			 									
4 A Y	40	٤	۳	۲	`	•	٨	٧	`	٥	ş	۲	Υ	١.	•	
Y Y Y	11	,	i	•	•	1.41	1.11	1.17	1.11	1.17	11	1	10	1	····	.9
* * *	11	`	1		•	1.10	1-17	1-1-					1.74		1.44	19.1
* * *	1	١.	1	•	•			1-71					1.04		1.44	7.00
* * *		`	\		•							1	1.7%		1.77	.5.6
7 7 7		'	1	1	•		1114			11.7			1144		1144	.9.0
* * *	7 1	ï	1	i				1/1/			1101	1 '	1105		1184	19.7
* * *	Y .5	`	١	١		1199	1197	1111	1111			1	114+		1140	٠,٠٧
* * *		١.)	١	•		1770			1117			14.4		14.4	·9·A
4 4 4	Y 1	`	,	١	•			140.	1		1414		14, 1			i i
4 4 1	7 1	١	`	١	•		1787		ı	1441			1170		1709	.91.
7 Y Y		'	1	1			1214	- 1	17-7	12.4			1778	1	17AA 17\A	'911 '914
7 7 7	7 7	i l	1	ì			1771				1-71		1500		1789	176.
777	7 7	١,	Ŋ.	١,		1819	11.5	711	1111	1747	154-	189.	/4VA	1541	144.	1974
F F Y		١.	1	١	•		1571		7157	1119	1142	1144	1114		1110	910
444		١	1	١	•	Ì		1177		1777		1	1104			1917
* * *		'	1	1		, ,		1044	/011-	1071			1247	1	1114	151V
777		`	1	ï			NOVA			1077			1007		1485	1919
* * *	7 7	`	\	١		1714	1711	1711	12.7	17.5	17	1055	1017	1041	1040	.,4.
777	Y Y .	Y	\	ì		1707	1707	NEA	1311	1711	1757	المصل	1719	1777	1777	176.
444		۲	Ň	Ň		1711	177.	VAFF	1744	1771	1770		1777		117:	1776.
1 4 4	7 7	۲	١	١	٠	1441	IFT.	1717	1644	****	11/14	141.	14.7	14.4	1794	.216
4 7 7		۲	1	1	•		144.				1401		1417		1774	1981
177		۲ ۲		1				1419		1777			1747		144.	1976
177		·	Ţ	i			1437			YAAL			1471		1666	٠,٧٧
2 1 7		٧	1	i			1981			1111			1114		14.0	1974
117	44	۲	١	١	•	1441.	1111	1144	1977	1444	1474	1975	1909	1901	140.	.244
117	44	۲	١	١		4.44	4.44	4.44	4.46	4.14	4.11	11.19	4 4	4	1990	.24.
117		۲	Ŋ	١	•								Y + 0 \		4-14	->=1
117		Y Y	1	1					7114				Y - 11		7.74 7.77	176.
	' '	Y	,	ï	`		****		7714			!	7144		YYAA	.981
	1 ' '	ř	Ÿ	ï	,	i .			777.				1110		4444	.750
	44	۲	۲	١	١	****	LALL	ፈፈፈ ሃ	1515	***	46/1	14.4	14.1	***	4141	.,547
0 1 1		Y	¥	1	`		AAYY			***			1700		1877	1,77
. 1 1	7 7	4	Y	1	-								****		4190	*944
	1 7	ٔ پ	۲										7077		4014	
]	.			Ė	i			i			1				',
7	1 7	۲	Y		1								4214 4674		404.	.917
7 . :		٣	۲	i	١				7774				YV - \$		4744	710
7 . 1		٣	۲	١	١				7794				***		YVot	1711
7 0 3	1 .	-	7	1	1	ı							* 177		YAYA	1710
	i	٣	7	`	1	l						l l	VPAY		7//1	.,11
1770	11	7	4	1	1									190X		.>17 .>17
770		۲.	4	i	i									F-4V	1	1717

(تابع) جدول الأعداد المقابلة للوغار بتمات

-			. ي	-ر و	الذ					٨	٧	1		٤	1 -	۲	,		1
•	٨	٧,	7	0	į	٣	۲	<u> </u>	1	^	Y	1	Ç	•	(
V	1	•	1	í	٢	۲	1	١	FTYA	7111	4117	۲۲۰.	1 7199	F111	11/17	FIVY	′ ۲ \¥∙	7171	.,0.
V	٦	6		ı	7	٧	۲	١	14-1	FF17	FEXT	TTAL	7777	***	17801	2761	2117	222	1.904
v	i			ì	+	١٠			TEAL	TTYT	פר דד	1007	774.	7717	7772	****	*****	7711	. 947
Y	٦	٦		Ł	۴	۲	۲	١	4104	1017	4114	444.	ATET !	T17.	4112	. 41-1	4147	4477	1,985
v	٦	٦	١.	1	*		۲	١	401.	TOTY	TATE	107	\ ta-A	T135	17231	TEAT	4/37	FERV	1 . 9 8 8
Ÿ	Ÿ	4		i	۳	T	۲	١	2711	1777	F1.7	T041	/ TAA1	TaA1	FOYE	T070	Tee7	TOIA	.,**
٨	Y	٦		ŧ	٣	T	۲	-1	44-1	1714	L14.	11/1/1	רזער	4271	1420	4717	L124	2741	1 - 9 = 7
	٧	٦		ŧ	7	7	۲	١	774	TVAE	4447	TVN	4444 V	CA6.	7711	2744	4441	17/10	1 -, • ٧
A	Y	٦		ŧ	ſ	7	*	1	1		1787		TA17		•		. 4411	74.4	1 . , . 4
A	¥	٦			t	۴	*	١	77/7	4474	7901	2414	1977	*417	4414	44.4	FA11	£43.	1989
A	٧.	٦	٦	4	ŧ	۲	۲	١	1.71	1.00	1.17	1.44	1.44	1.17	14	1444	F44.	1467	.24.
4	A	٧	٦		Ł	۳	*	١			111.		1111				1 • AT"	1.41	1.6.
1	A	Y	1	•	t	٣	*	1			1777		11/4		•		LIYA	1174	1,274
,	A	V	1	•	1	۳	Y	١	1		1770	i	1710		1	9A73		1177	., 77
4	A	1	٦	•	1	7	۲	1	1		1177	5	1117			LTA4		1770	1.776
1.	A	٧]		1	7	4	1	1		1977	•	1017	-		TLAY		11.14	. 20
11.	1	¥	1	•		7	۲	1	ŀ		1714	1	1771		1	1057	1041	10//	.577
1.	4	A	٧		- L	1	Y	١	1		LYPT		FALL		•		1744	1744	1274
4.	3	A	Y	1	- 4	٢	-	-			1771		. IVIA			A-AI		1VAY	1274
1.	1	A	V	7	•	7	*		1		1444	1	***				44.4	4/4	.,٧٠
"	•	٨	v	Α,			۲	-	1			i	*144		1		•\1.	1	.,٧1
III.		٨	١Ÿ	4		ì	ì	-	•		•	1	47.9		1	***		ABTO	1,244
lii		4	À	4		1	7				21+A)	* 177			0770		047·	1577
14	١.	3	A	٦			۲	١	1.11.	***	40 A 8	2077	****	****		***1		4170	.,٧٤
14		3	Ä	Ÿ		1		i		OVTA			•1/4			+719		717	194
11	11	- 3	٨	Y	•	1	7	1	• 44•	4471	4414	17A¢	17A#	*A+A	er41	***	WY4	4741	-, 22
14	11	١.	1	γ			۴	١	7-18	****	*141	094.	4444	*110	177	****	44.4	AAA	.,00
14			A	Y	3	1	Ť	١	1107	TITA	1111	71.9	7.10	14.6	7.77	7017	3.54	1.11	.,VA
14	11	١.	1	Y	٦	1	+	1	7440	Traj	7777	7707	7117	7115	71.4	3141	114.	1111	-,٧٩
15	۱۲	١.	•	Y	1	1	٢	١	retr	7477	7817	7548	Trar	ገተገለ	7000	3009	7511	151 -	٠,٨٠
11	11	11	4	A	٦		7	Y		7047		t	7071		ı	TAIF		71.47	-541
11	-		1	A	3	•	۲	Y	ŧ .	777			7745		i .	7704		11.7	1948
11	14	11	1	٨	٦	•	٣	Y	1	YAAY		ŀ	PARE		}	7747		1411	٠,٨٣
14			١٠.	À	3	•	Ţ	۲	•	V-17			3334		1	740.		4155	-948
).		. 1		A	V		*	*	1	4444	,		171Y			7114 7114		V-V4	242
10			,	٨	Y		•		1					- 1			ł	ALTI	.,47
12			1	3	y	•	7	Y	•	4001 4047			7171 7771			AFTA		717Y	1947
17		14	"	1	٧	-	1	Ÿ.					AVAL			9711 8844		7647	1944
14		. 1		4	V	3	_	-			1	i	47.4	- 1			- 1	7917	1944
17		. 1		4	٨	٠,		*					ATTT .				ł	AYYA	'>1.
			11	-	A			۲					ALLE:					ATIA	196.
			18		Ä		į		1				431 ·					A+11	->44
		1	11		A	٦	1	¥			- 1		441-	- 1			- 1	AVI	391
			17		A	٦		7					4.17					4116	- 2 10
			12		A	1		۲					9777					117-	.,47
4.	۱۷	10	17	11	N	Y	1	*	ATAP	70-7	1111	1171	4111	1111	9598	1777	15.0	1575	,47
4-	۱۸	17	16	11	1	Y		۲	940.	2777	14.4	7256	1771	1754	1717	1091 "	1077	200.	14
7.	M	17	11	11	1	Y		<u>۲ </u>	1177	1901	1971	11.4	1447	1475	141-	MIY .	1770	4777	199

أعداد عشوانية

10	11	**	• ٢	YY	17	75	٤A	44	44	90	17	04	٥٠	**
44	11	47	77	3.5	44	٤٠	41	٤٠	17	AY	01	٤٠	07	17
Ti	70	11	٥٥	17	٥.	**	٤٣	44	٠٣	01	4.	41	٧.	**
22	AY	04	44	27	9 8	• •	٧١	٥٣	84	41	٧.	17	١-	40
٦٧	٨٣	۸۱	٤٢	27	1 £	11	24	**	٠١	٨٣	11	**	11	4.1
٧٦	٤١	77	۱۷	٤٤	10	17	Y£	10	77	11	٧X	77	ot	٤٠
٨o	٥٩	į o	٧٦	37	Yo	۲.	٧٨	10	41	17	٤٧	3.5	11	4.5
11	Y+1	٥٣	٤٧	44	٨-	44	٨.	YY	27	**	11	**	٨٧	14
٨٥	77	•4	*1	٥٣	٥١	٥١	70	٧١	AY	٧٩	££	44	77	48
YY	3 Y	11	17	٥١	40	11	4.8	70	۲.	11	*1	٤٤	44	٤.
٣١	٧.	٠٦	۳.	*1	٥٣	07	74	**	۰۰	41	£A	11	٧١	72
٤.	۸Y	• •	10	90	11	٥.	Αŧ	٨١	11	44	1.4	10	٧.	77
01	70	٨٥	٠٦	13	٣٢	٨Y	74	oį	YY	٤٥	1.	40	11	99
71	31	۳.	YŁ	λŧ	11	47	47	**	٤٩	67	7.4	٥٣	44	• •
٤٣	70	٤٢	٥٥	۲١	٧٤	44	1.	oi	+ Y	40	٧.	AY	17	75
٠٩	۸۲	77	٤.	٧.	٧.	٧.	٨٨	۱۳	17	• 0	۱۳	AY	13	22
٨r	٧٩	٤.	• •	14	٤٣	70	٦,	۸٩	٤.	1.5	00	٦٧	7.	٨o
777	۸.	44	11	٧٦ [°]	*1	٤٧	٤.	11	70	4.4	٧٦	4.4	00	۲.
• Y	47	7 1	٤٣	٠٣	77	40	٤٧	٥٣	11	4.	77	٥١	**	11
77	۲Y	۱۳	90	۲۳	۱۷	44	47	11	٥٨	٩.	•*	οį	٧٧	47

A1 TO . TO 6 TO TA 11 EE T1 TT .. EE TT 11 A. A. AY OA LL AA 19 10 11 10 11 11 00 TI TY AT OF OF FE TY 11 11 11 Tr 01 4. TY TA A0 AF SO TY AY TE ov ti v. ii av 74 .0 47 84 41 17 YK OP YY NF 74 AT V3 01 3V 17 79 YO NO 11. AV TT 4. TY TY 14 14 17 Tr AF DD 71 01 97 TA .Y of Y. YY TY 47 47 Y4 7A A0 TT TT OY OY AT. 77 01 YT 1- 71 10 1. 0. 17 77 Y0 13 A1 F. AT 77 17 74 77 71 07 09 YZ YZ {A 71 29 18 77 88 99 YY 17 TO A. YY T. GO TA TY

τ

جدو ل کاي نربيع (کا')

اصادفة	بطريق أ	، بالحدول	يد المبينة	على قيمة	الحصول	احتمال	درجات
•,99	٠,٩٠	٠,٥٠	٠,١٠٠	٠,٠٥	١٠,٠١	1.,1	الحرية
1,1110	.,.101	•,500	7,7.7	٣,٨٤١	7,740	11,444	1
.,	٠,٢١١	1,57	2,7.0	0,441	4,71.	14,410	۲
٠,١١٥	٠,٥٨٤	7,477	7,701	٧,٨١٥	11,721	17,774	٣
1,797	1,.72	4,400	V,VV4	9,211	14,444	14,270	3.
٠,٥٥٤	1,71.	1,401	9,747	11,.٧.	۱۵،۰۸٦	7.017	٥
۰,۸۷۲	۲,۲۰٤	0,721	1.720	17,097	17,414	77,207	7
1,449	7,177	7,727	17,.14	12,.77	11,240	71,47	٧
1,727	4,89.	٧,٣٤٤	14,417	10,0.4	7.,.4.	77,170	٨
٧,٠٨٨	\$,171	1,484	12,7.42	17,919	Y1,777	۲۷,۸۷۷	٩
4,001	1,170	9,424	10,944	14,800	74,4.4	44,000	1.
4,.04	٥,٥٧٨	137,01	14,440	19,770	71,770	41,778	11
4,041	٦,٣٠٤	11,420	14,019	71,077	77,71 V	44,4-4	14
1,1.7	٧,٠٧٤	17,72.	19,417	77,77	20,744	72,041	14
2,77.	٧,٧٩٠	14,444	۲۱,•٦٤	24,780	79,121	47,144	12
0,444	۸,٥٤٧	۹۳۳٫۶۱	۲ ۲,۳۰۷	71,997	٣٠,٥٧٨	44,444	10
0,414	4,414	۱۵,۳۳۸	74,017	77,797	47,	79,707	77
ካ ኔ፥ለ	٥٠,٠٨٥	17,447	72,779	۲۷٫۵۸۷	44,8 . 4	٤٠,٧٩٠	17
٧,٠١٥	۱۰٫۸٦٥	17,774	20,989	የ ለ,ለጎሳ	48,1.0	27,417	14
٧,٦٣٣	11,701	14,444	YV,Y + £	۳۰,122	47,141	٤٣,٨٢٠	19
۸,۲٦٠	17,224	19,740	71,217	۳۱,٤١٠	27,077	20,770	[۲۰]
۸,۸۹۷	14,48.	70,747	015,87	47,771	44,444	٤٦,٧٩٧	71
4,014	18,081	71,777	۳۰,۸۱۳	44,448	٤٠,٢٨٩	٤٨,٧٦٨	44
10,197	11,020	77,770	44, • • ٧	30,1VY	٤١,٦٣٨	£4,VYA	74
۱۰٫۸۵۲	10,709	74,44	74,197	47,810	٤٢,٩٨٠	01,179	45
11,075	17,274	71,37	44,47	74,707	21,412	٥٢,٦٢٠	40

المصادر والمكراجع



أولاً - المراجع العربية

- ١ _ أحمد عبادة سرحان: مقدمة في الإحصاء الاجتماعي _ الإسكندرية ١٩٦٣.
- ۲ ـ تومبسون، و ولويس د: مشكلات السكان ترجمة راشد البراوي ـ القاهرة
 ١٩٦٨ .
- ٣ ـ جورج د. باركلي: أساليب تحليل البيانات السكانية (مترجم) القاهرة ١٩٦٨.
 - ٤ _ الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء: التعداد العام للسكان
 ١٩٧٦ تعداد السكان ـ النتائج التفصيلية ـ القاهرة ١٩٧٨ .
- ٥ ـ حسن محمد حسين: البحث الإحصائي ـ أسلوبه وتحليل نتائجه ـ القاهرة
 ١٩٦٤.
- ٦ عبد العزيز هيكل: مبادىء الأساليب الإحصائية دار النهضة العربية بيروت
 ١٩٧٤.
- ٧ _ فتحي محمد أبو عيانة: جغرافية سكان الإسكندرية _ مؤسسة الثقافة الجامعية _ الإسكندرية _ 19٨٠ .
- ٨ ـ فتحي محمد أبو عيانة: جغرافية السكان ـ دار النهضة العربية ـ بيروت
 ٨ . ٩٩٨٠ .
- ٩ ـ فتحي محمد أبو عيانة: مدخل إلى التحليل الإحصائي في الجغرافيا ـ دار
 المعرفة الجامعية ـ الإسكندرية ١٩٨١.

١٠ _ هيئة الأمم المتحدة: المبادىء العامة للبرامج القومية للإسقاطات السكانية

كعامل مساعد في تخطيط التنمية ، ترجمة المركز الديموعرافي بالقاهرة ،

11 _ هيئة الأمم المتحدة: العوامل الديموغرافية والقوة البشرية، ترجمة المركز الديموغرافي بالقاهرة، القاهرة، ١٩٦٧.

القاهرة، ١٩٦٧.

١٢ ـ هيئة الأمم المتحدة: تعمر السكان ونتائجه الاقتصادية والاجتماعية، ترجمة المركز الديموغرافي بالقاهرة، القاهرة، ١٩٦٧.

ثانياً _ المراجع الأجنبية

- 1) Abou Aianah, F. M. "Internal Migration in Egypt" Bulletin de la Societe de Geographie d'Egypte, 1973.
- 2) Beaujeu Garnier, J. (Mme) Geography of Population, Translated by Beaver, S. H., Longmans, London, 1968.
- 3) Bogue, D. J. "Internal Migration", The Study of Population, edited by Hauser, P. M. and Duncan, O. Chicago, 1959.
- 4) Chapion, J. and Stewart, P. "Population Densities around the Clock". Readings in Urban Geography, edited by Mayer, H. and Kohn, C. Chicago, 1969.
- 5) Clarke, J. Population Geogramhy, Pergamon Press, London, 1969.
- 6) Duncan, O. D. "The Measurement of population Distribution", Population Studies, No. 1., 1957.
- 7) Gibbs, J. P (ed) Urban Research Methods, N. J., 1967.
- 8) Gregory S. Statistical Methods and the Geographer, London, 1971.
- 9) F Haggett, P., Locational Analysis in Human Geography, Arnold, 1965.
- 10) Haggett, P. Geography; A Modern Synthysis, New York, 1972.

verted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered version

- 11) Kormos, I. B. and Kosinski, L. "Population Mapping" International Geographical Union, Bruges, 1973.
- 12) Monkhouse, F. J. and Wilkinson, H. Maps and Diagrams, London, 1961.
- 13) Toyre, P. and Newby P., Techniques in Human Geography, Macmillan Education, London, 1984.
- 14) U. N. O.; Demographic Yearbook, Several Years.
- 15) U. N. O. Methods of Analysing Census Date on Economic Activities of the population, New York, 1968.







